



Instituto Superior de Economia e Gestão

UNIVERSIDADE TÉCNICA DE LISBOA

DESDE 1911

# **MESTRADO EM GESTÃO E AVALIAÇÃO IMOBILIÁRIA**

## **TRABALHO FINAL DE MESTRADO**

DISSERTAÇÃO

ÍNDICE DE PREÇOS DE ARRENDAMENTO RESIDENCIAL NA CIDADE DE LISBOA

ANTÓNIO MANUEL DOS SANTOS SILVA

SETEMBRO - 2012



Instituto Superior de Economia e Gestão

UNIVERSIDADE TÉCNICA DE LISBOA

DESDE 1911

# **MESTRADO EM GESTÃO E AVALIAÇÃO IMOBILIÁRIA**

## **TRABALHO FINAL DE MESTRADO**

DISSERTAÇÃO

ÍNDICE DE PREÇOS DE ARRENDAMENTO RESIDENCIAL NA CIDADE DE LISBOA

ANTÓNIO MANUEL DOS SANTOS SILVA

**ORIENTAÇÃO:**

PROFESSOR DOUTOR JOAQUIM MONTEZUMA DE CARVALHO

SETEMBRO - 2012



## RESUMO

A crise económica internacional e o seu impacto no sector imobiliário em Portugal, nomeadamente com as restrições ao crédito à habitação, colocaram na ordem do dia a importância do mercado de arrendamento residencial em Portugal, cujo estudo, nas últimas décadas, tem vindo a ser preterido em favor do mercado de aquisição de habitação própria.

O objetivo do presente estudo é construir um índice imobiliário com base no valor observado das rendas de apartamentos localizados no concelho de Lisboa, no período de 1991 a 2011, e pertencentes a uma carteira de um investidor institucional nacional.

Para esse efeito foi efetuada a revisão da literatura, fundamentalmente orientada para artigos publicados em revistas científicas internacionais da especialidade, tendo resultado na seleção de Modelos Hedónicos e de Modelos de Vendas (Rendas) Repetidas, para, através do método quantitativo, proceder à construção do índice imobiliário.

Neste contexto foi construído um único Modelo de Vendas (Rendas) Repetidas e 15 Modelos Hedónicos em que a variável dependente era a Renda (€) ou a Renda por  $m^2$  de Área Bruta Privativa (€/m<sup>2</sup>). Os Modelos Hedónicos, na sua versão mais completa, consideraram como variáveis independentes, atributos tais como Área Bruta Privativa (em m<sup>2</sup>), Tipologia (T0, T1, T2, T3, T4 e T5 ou superior), Localização (simulada através do Coeficiente de Localização do SIGIMI), Idade (em anos, contados em 2011), Ano de Celebração do Contrato de Arrendamento e Obras de Beneficiação no período 1991-2011 (estado de conservação).

Os resultados obtidos foram comparados, analisados e comentados, tendo sido eleito para a quantificação do Índice de Preços de Arrendamento Residencial na Cidade de Lisboa, o Modelo Hedónico com Renda como variável dependente e apenas com 3 variáveis independentes, (Área Bruta Privativa, Localização e Idade).

O índice imobiliário foi comparado com o Índice de Atualização das Rendas, o Índice de Preços da Habitação (componente da valorização dos imóveis) e outros indicadores macroeconómicos tais como o índice de Preços no Consumidor e Produto Interno Bruto. A rentabilidade global do imobiliário, obtida com base nos índices, foi igualmente comparada com a rentabilidade de investimentos alternativos em ações e obrigações.

## PALAVRAS-CHAVE

Imobiliário; índice de preços; mercado de arrendamento; habitação; renda; e área bruta privativa.



## ABSTRACT

The international economic crisis and its impact on the real estate sector in Portugal, particularly with the restrictions on mortgage loans, put on the agenda the importance of the housing rental market in Portugal, whose study in recent decades, has been deprecated in owner-occupied housing market.

The aim of this study is to construct an index based on real estate value observed rents for apartments located in the municipality of Lisbon, in the period from 1991 to 2011, and a wallet belonging to a national institutional investor.

To this goal we performed the literature review, fundamentally oriented articles published in international scientific journals of the specialty, resulting in the selection of Hedonic Models and Repeated Sales (Income) Models, for through the quantitative method, proceed to the construction of real estate index.

In this context, we built a single Repeated Sales (Income) Model and 15 Hedonic Models in which the dependent variable was the Income (€) or Income per m<sup>2</sup> of Gross Private Area (€ / m<sup>2</sup>). Hedonic Models, in its most complete version, considered as independent variables, attributes such as Private Gross Area (m<sup>2</sup>), Bedrooms (T0, T1, T2, T3, T4 and T5 or more), Location (simulated by the SGIMI Location Coefficient), Age (in years as in 2011), Year Celebration of the Rent Agreement and Improvement Works in the period 1991-2011 (condition).

The results were compared, analysed and commented, having been elected to the quantification Rent Housing Price Index in the City of Lisbon, the Hedonic Model with Income as the dependent variable and with only three independent variables (Gross Private Area, Location and Age).

The real estate index was compared with the Index of Income Update, the Housing Price Index (real estate value component) and other macroeconomic indicators such as the Consumer Price Index and Gross Domestic Product. The overall profitability of real estate, obtained based on the indices was also compared with the profitability of alternative investments in stocks and bonds.

## KEYWORDS

Real estate; price index; rental market; housing; income; and gross private area.



## AGRADECIMENTOS

A todos aqueles que, de forma direta ou indireta, tornaram possível a realização deste trabalho, expresso o meu agradecimento.

Ao Engenheiro Jorge Guimarães, pelo apoio e incentivo à formação e valorização profissional proporcionada pelo Mestrado em Gestão e Avaliação Imobiliária, de que o presente trabalho é parte fundamental.

Ao Senhor Carlos Coelho, pelos ensinamentos recolhidos das frequentes conversas sobre o setor imobiliário, bem como dos relatos da sua vasta experiência de gestão no mercado de arrendamento residencial em Portugal.

Ao Doutor João Ferreira, pela sua permanente disponibilidade para transmitir a sua visão, conhecimento e experiência de gestão no âmbito do mercado de arrendamento e pela disponibilização da preciosa informação, através da qual foi constituída a amostra que alimentou a base de dados, imprescindível à realização deste trabalho.

À Doutora Sandra Antunes, pelo grande apoio na recolha da informação, que muito facilitou a seleção, o tratamento e a sistematização da vasta informação da base de dados.

Ao Professor Doutor Joaquim Montezuma, meu orientador científico, pelo apoio prestado e pelos conselhos e ensinamentos transmitidos, fruto do seu vasto conhecimento e experiência no setor imobiliário.

Por fim, à minha família direta, agradeço o quanto fizeram para me proporcionar o ambiente adequado à elaboração deste trabalho.

Aos meus pais, sempre fã incondicionais das minhas realizações pessoais e profissionais, pelo incentivo e pela sua permanente preocupação de que tudo corra bem.

À Fátima, minha mulher, e às nossas filhas Inês e Margarida, pela compreensão demonstrada face ao tempo subtraído ao nosso convívio familiar. A elas dedico este trabalho.



## ÍNDICE

1. INTRODUÇÃO.....	7
1.1 Objetivo .....	7
1.2 Justificação e Oportunidade do Estudo .....	7
1.3 Estrutura da Dissertação e Metodologia de Trabalho.....	7
2. O MERCADO DE ARRENDAMENTO RESIDENCIAL .....	9
2.1 Enquadramento .....	9
2.2 A Perspetiva do Investidor Institucional .....	11
3. REVISÃO DA LITERATURA .....	12
4. BASE DE DADOS .....	20
5. METODOLOGIA DE TRABALHO E CONSTRUÇÃO DO ÍNDICE.....	24
5.1 Modelo de Rendas Repetidas .....	24
5.2 Modelo Hedónico .....	24
6. ANÁLISE DOS RESULTADOS .....	34
6.1 Modelo de Rendas Repetidas .....	34
6.2 Modelo Hedónico .....	34
6.3 Comparação com outros índices .....	38
7. CONCLUSÕES E DESENVOLVIMENTOS FUTUROS .....	43
BIBLIOGRAFIA .....	45



## ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1 - Alojamentos Arrendados em Lisboa.....	20
Figura 2 - Localização dos Apartamentos da Amostra .....	21
Figura 3 - Distribuição da Área Bruta Privativa e da Tipologia .....	22
Figura 4 - Distribuição do Coeficiente de Localização e da Idade .....	22
Figura 5 - Distribuição da Data do Contrato e das Obras de Beneficiação.....	22

## ÍNDICE DE TABELAS

Tabela 1 - Estatística Descritiva da Amostra.....	23
Tabela 2 - Modelos Renda e Renda/m <sup>2</sup> em 2011 - Comparação da estatística das regressões.....	27
Tabela 3 - Modelo Renda em 2011 - Comparação dos $\beta$ e dos p-value das regressões .....	27
Tabela 4 - Modelo Renda/m <sup>2</sup> em 2011 - Comparação dos $\beta$ e dos p-value das regressões .....	28
Tabela 5 - Variantes do Modelo Renda em 2011 - Comparação da estatística das regressões .....	30
Tabela 6 - Variantes do Modelo Renda em 2011 - Comparação dos $\beta$ e dos p-value das regressões .....	30
Tabela 7 - Matriz de correlação das variáveis independentes – 304 apartamentos.....	31
Tabela 8 - Modelos Renda 2011 log-lin com supressão de variáveis – Comparação da estatística das regressões.....	32
Tabela 9 - Modelos Renda 2011 log-lin com supressão de variáveis - Comparação dos $\beta$ e dos p-value das regressões.....	32
Tabela 10 - Modelo de Rendas Repetidas – Índices de Rendas .....	34
Tabela 11 - Modelo Hedónico Completo de Renda e de Renda/m <sup>2</sup> – Índices de Rendas.....	35
Tabela 12 - Modelo Hedónico de Renda com supressão de variáveis (com Idade) – Índices de Rendas ..	36
Tabela 13 - Modelo Hedónico de Renda com supressão de variáveis (com Idade <sup>2</sup> ) – Índices de Rendas ..	37
Tabela 14 - Modelo Hedónico de Renda com supressão de variáveis (com Idade + Idade <sup>2</sup> ) – Índices de Rendas .....	38
Tabela 15 - Comparação dos Índices Calculados com as medidas de tendência central e índices publicados.....	39
Tabela 16 - Índices de Preços de Arrendamento Residencial na Cidade de Lisboa – Início 1996 .....	40
Tabela 17 - Comparação dos Índices Calculados com as medidas de tendência central e índices publicados – início 1996 .....	40
Tabela 18 - Comparação da rentabilidade de investimentos alternativos – início 1996.....	41



## **1. INTRODUÇÃO**

### **1.1 Objetivo**

O objetivo central deste estudo consiste em construir um índice imobiliário com base no valor observado das rendas de apartamentos localizados no concelho de Lisboa, no período de 1991 a 2011, e pertencentes a uma carteira de um investidor institucional nacional. Para esse efeito, apenas foram incluídas na base de dados as rendas dos contratos de arrendamento celebrados após 1990.

Pretende-se assim construir um índice baseado em valores reais de contratos de arrendamento, de base anual, capaz de acompanhar o mercado de arrendamento residencial livre entre 1991 e 2011. A escolha deste período visa expurgar os efeitos do congelamento das rendas que vigorou até 1990 e que conduziu à estagnação e distorção do mercado que ainda hoje se verifica.

### **1.2 Justificação e Oportunidade do Estudo**

Há quatro razões principais que fundamentam o presente estudo:

1. O investimento imobiliário na habitação em Portugal nos últimos 40 anos efetuou-se, maioritariamente, através de pequenos proprietários e investidores e foi muito apoiado na solução de aquisição de casa própria em detrimento do arrendamento, que neste contexto tem sido muito pouco estudado.
2. O reduzido dinamismo do mercado de arrendamento residencial nos últimos anos, foi, ainda assim, contrariado por um número muito restrito de investidores institucionais, que apesar da escassez de informação disponível, constituem “ilhas” de conhecimento e de procedimentos sistemáticos de gestão imobiliária vocacionada para o mercado de arrendamento residencial, com grande concentração em Lisboa.
3. O mercado de arrendamento residencial em Portugal já hoje apresenta alguma relevância e dinâmica, em resultado das restrições existentes na concessão de crédito à habitação, que conduzem à redução progressiva da opção habitual de aquisição de casa própria.
4. A instabilidade económica e do emprego, a necessidade de mobilidade acrescida no mundo do trabalho e a restrição do crédito à habitação conferem ao arrendamento residencial uma solução de futuro para as famílias em Portugal.

### **1.3 Estrutura da Dissertação e Metodologia de Trabalho**

Dada a natureza quantitativa da informação requerida para o trabalho, foi adotado o método quantitativo, com as técnicas de amostragem e de análise estatística de um modelo com 304 apartamentos, que será complementado com informação qualitativa recolhida da pesquisa bibliográfica.





Para efetuar o enquadramento da intervenção do investidor institucional no sector do arrendamento residencial desde os anos 50 do século XX até à atualidade foi ainda obtida informação junto de gestores do sector.

No Capítulo 2 apresenta-se o enquadramento do mercado de arrendamento residencial em Portugal e a perspetiva do investidor institucional que a partir da década de 50 do século XX decidiu investir neste mercado em Lisboa.

No Capítulo 3 efetua-se a revisão da literatura, apresentando-se os principais métodos de cálculo de índices imobiliários no mercado residencial, com base em artigos científicos da especialidade. Descrevem-se ainda dois trabalhos efetuados no âmbito da construção de índices de preços com base nos valores das rendas do mercado residencial nos Estados Unidos da América e na Alemanha.

No Capítulo 4 apresenta-se a base de dados que serve de fonte de informação para a concretização do objetivo do presente trabalho, analisando-a e comparando-a com o universo do mercado de arrendamento em Lisboa. O modelo de dados será construído a partir da carteira de investimento no sector residencial de um investidor institucional nacional, da qual foram selecionadas os apartamentos situados no concelho de Lisboa, com contratos de arrendamento celebrados a partir de 1 de Janeiro de 1991.

No Capítulo 5 apresenta-se a metodologia de trabalho e a construção do índice, desenvolvendo-se com particular detalhe as várias alternativas de cálculo do índice de preços de arrendamento residencial em Lisboa. Os resultados obtidos são comparados, analisados e comentados.

No Capítulo 6 são apresentados e analisados os resultados obtidos, com base nos vários modelos de cálculo utilizados, tendo em vista a seleção do modelo que servirá de base ao cálculo do índice. O índice imobiliário é comparado com o Índice de Atualização das Rendas, o Índice de Preços da Habitação, a taxa de inflação e com indexantes de rentabilidade tais como as taxas de juro das Obrigações do Tesouro a 10 anos e o índice PSI 20, para a rentabilidade das ações.

No Capítulo 7 são elencadas as conclusões do trabalho, bem como sugestões para desenvolvimentos futuros deste tema.



## 2. O MERCADO DE ARRENDAMENTO RESIDENCIAL

### 2.1 Enquadramento

O Mercado de Arrendamento Residencial em Portugal não tem a expressão nem o dinamismo de outros países europeus, devido ao congelamento das rendas que vigorou várias décadas, entre 1910 e 1990, com alguns intervalos de tímida liberalização.

A história do arrendamento (Melo, Inês Queiroz, 2009) escreve-se com longos períodos de congelamento das rendas. O Decreto de 12 de Novembro de 1910 congela as rendas e o Decreto 1079, de 23 de Novembro de 1914, estabelece a obrigação penal adicional de arrendar casas devolutas pela renda em vigor à data do decreto.

Entre 1914 e 1929 surge um descongelamento tímido das rendas devido à elevada inflação. O Decreto de 22 de Janeiro de 1943 retoma o congelamento das rendas. A grande reforma no domínio do arrendamento fica a dever-se à Lei 2030, de 22 de Junho de 1948, que versou o contrato de arrendamento urbano, numa série de preceitos que transitariam, depois, para o Código Civil de 1966. No tocante à atualização das rendas, foi admitida fora de Lisboa e do Porto, até ao duodécimo do rendimento ilíquido inscrito na matriz, de modo escalonado. Admitia-se, ainda, a avaliação fiscal para corrigir tal rendimento, na base do qual se poderiam fazer novas atualizações. No Código Civil de 1996, a liberdade de fixação das rendas manteve-se para o primeiro ou para novos arrendamentos. A denúncia por iniciativa do senhorio era muito restringida, conferindo aos arrendamentos urbanos uma natureza não temporária. O Código Civil mantinha a faculdade de atualização da renda de 5 em 5 anos por avaliação fiscal, mas as avaliações fiscais previstas em 1948 mantiveram-se suspensas em Lisboa e Porto.

A atualização das rendas em Lisboa e Porto (não efetuada desde 1948), dada a depreciação monetária, era uma questão premente quando se dá o 25 de Abril. O congelamento das rendas é estendido a todo o país através do Decreto-Lei 445/74 de 12 de Setembro, que estabelece igualmente a obrigação de arrendar em pleno período revolucionário de ocupação de casas. Foi a sentença de morte do mercado de arrendamento residencial.

A Lei n.º 46/85, de 20 de Setembro aperfeiçoou a ideia de contratos celebrados no regime de renda livre e no de renda condicionada, tal como fora já estabelecido pelo do Decreto-Lei n.º 148/81, de 4 de Junho. Reconhece-se pela primeira vez, na história do arrendamento, a existência de inflação e permitem-se correções ligeiras no valor das rendas antigas, juntamente com uma atualização anual. Contudo, para evitar uma subida incontrolável das rendas novas, a atualização anual de todas as rendas fez-se de acordo com os coeficientes aprovados pelo Governo, permitindo-se, no entanto a correção extraordinária das rendas fixadas antes de 1980.

O Decreto-Lei 321 – B/90, de 15 de Outubro, conhecido como Regime de Arrendamento Urbano (RAU), promove a primeira liberalização parcial do mercado na era pós 25 de Abril, ao introduzir alterações apenas ao nível dos novos contratos prevendo a sua duração limitada, a



livre de fixação do valor das rendas e os condicionamentos à transmissão do contrato de arrendamento. Mantém-se contudo uma relativa proteção do inquilino. Os contratos antigos, cujas rendas estão completamente desatualizadas, mantêm os condicionamentos, permanecendo efetivamente fora do mercado da livre contratação.

Apesar do carácter inovador do RAU o mercado de arrendamento continuou paralisado. Os centros urbanos degradam-se fruto do baixo nível de rentabilidade associado aos arrendamentos antigos, tendencialmente perpétuos, não motivando os senhorios a realizar as necessárias obras de conservação, reparação e beneficiação.

É neste contexto histórico e social que surge o Novo Regime de Arrendamento Urbano (NRAU), através da Lei 6/2006, de 27 de Fevereiro. O NRAU traz alterações em muitos domínios tais como agilizar o processo de despejo, a duração dos contratos, o conceito de trespasse e a atualização das rendas. Prevê a atualização das rendas de contratos celebrados até 1990 (anteriores ao RAU), mas o proprietário pode ter que fazer obras e necessita de pedir a avaliação do imóvel para obter o valor patrimonial tributário (normalmente muito superior) ficando assim sujeito a um Imposto Municipal sobre Imóveis (IMI) atualizado, o que não motiva esta opção.

A existência, nos dias de hoje, de muitos contratos com rendas antigas (celebrados antes do RAU), mantém distorção sempre verificada neste mercado, embora a prazo a situação terá uma solução natural com a caducidade de tais contratos antigos por morte dos seus inquilinos.

Em 2012, após muita polémica e discussão pública foi finalmente publicada a Nova Lei das Rendas, através da Lei 31/2012, de 14 de Agosto, que estabelece um conjunto de medidas destinadas a dinamizar o mercado de arrendamento urbano, nomeadamente, (1) alterando o regime substantivo da locação (conferindo maior liberdade contratual entre as partes), (2) alterando o regime transitório dos contratos de arrendamento anteriores ao NRAU (reforçando a negociação entre as partes e facilitando a transição dos referidos contratos para o novo regime) e (3) criando um procedimento especial de despejo do local arrendado, que seja célere.

Com a flexibilização do regime do contrato de arrendamento, as partes podem passar a poder livremente estipular a duração dos contratos para habitação, não ficando sujeitas a um prazo mínimo (até aqui de cinco anos). Se as partes nada convencionarem, os contratos consideram-se celebrados pelo prazo certo de dois anos.

Reforça-se a passagem para o novo regime, através de um mecanismo de atualização das rendas de imóveis com contratos celebrados antes de 1990 (habitação), por negociação direta da renda, tipo e duração do contrato entre Senhorio e Inquilino.

Havendo acordo, a renda é atualizada, aplicando-se-lhe o regime do NRAU. Se o Senhorio discordar da proposta do Inquilino, pode denunciar o contrato, pagando ao inquilino uma indemnização equivalente a cinco anos do valor médio das rendas propostas por cada um deles. Em alternativa, o Senhorio pode atualizar a renda até 1/15 do Valor Patrimonial Tributário (VPT) do imóvel, considerando-se o contrato celebrado com prazo certo de 5 anos.



Foram também criadas normas especiais de proteção para os inquilinos de baixos rendimentos, com idade igual ou superior a 65 anos, ou incapacidade superior a 60%, nos arrendamentos para habitação. Se o Inquilino comprovar situação de carência económica, o contrato só fica submetido ao NRAU mediante acordo.

## 2.2 A Perspetiva do Investidor Institucional

Para satisfazer o princípio da confiança, as companhias de seguros devem dispor de um conjunto de garantias financeiras que assegurem aos utentes do sistema a sua estabilidade financeira. Neste conjunto de garantias incluem-se as provisões técnicas, reguladas por lei, que são constituídas por conjuntos de Activos móveis ou imóveis, que constituem patrimónios especiais que garantem os créditos emergentes dos contratos de seguro.

No passado, era obrigatório que as provisões técnicas incluíssem uma determinada percentagem do património em imóveis, o que motivou, nos anos 40 e 50 do século XX, o investimento em prédios de rendimento na cidade de Lisboa. Hoje não há essa imposição.

Apesar do congelamento das rendas em Lisboa e Porto, a ausência de inflação e a existência de um Estado que fazia cumprir a lei<sup>1</sup>, permitiu às companhias de seguros investir num mercado seguro, aproveitando a oportunidade de adquirir imóveis novos, bem localizados, em zonas da cidade de Lisboa que nessa altura registavam um dinâmico processo de urbanização, nomeadamente nas Avenidas Novas e em Campo de Ourique. Como o mercado de capitais, na altura, era pouco desenvolvido, o investimento imobiliário para arrendamento residencial era uma boa aposta. Os imóveis que constituíam as provisões técnicas eram registados a favor da Inspeção Geral de Crédito e Seguros (hoje o Instituto de Seguros de Portugal) e não podiam ser vendidos sem substituição da garantia. Hoje os imóveis não têm ónus registados e são uma parcela minoritária das provisões técnicas.

O congelamento das rendas durante o Estado Novo vigorava apenas para o segmento residencial, o que permitia a sua atualização para outros usos. Como era permitido utilizar prédios de habitação para escritórios, consultórios, ateliers e notários, esta “flexibilidade” conduziu ao desvio, que hoje ainda perdura, da utilização de edifícios residenciais, transformando o seu uso para terciário, o que permitia a atualização das rendas.

O 25 de Abril ajudou a matar o mercado arrendamento residencial. A ocupação dos prédios e as rendas artificialmente baixas fixadas administrativamente conduziram a situações de favor que ainda hoje persistem. Os investidores institucionais fugiram deste mercado e, com o desenvolvimento do mercado de capitais, começaram a investir em bolsa, reduzindo o peso do investimento imobiliário nas provisões técnicas.

---

<sup>1</sup>Os inquilinos eram muito cumpridores porque sabiam que poderiam ser rapidamente despejados se não pagassem a renda



### 3. REVISÃO DA LITERATURA

A habitação é, porventura, o maior investimento que as famílias fazem ao longo da vida. Daí que muitos autores tenham direcionado os seus trabalhos de investigação para a construção de índices de preços do mercado residencial, mas muito mais orientado para o valor dos imóveis (*market value*) do que para as despectivas rendas (*market rent*).

Na realidade, os métodos apontados para o cálculo dos índices de preços (valor do imóvel) são aplicáveis, com as devidas adaptações, ao cálculo dos índices de preços de arrendamento residencial.

De uma forma geral, para a construção de índices de preços de imobiliário residencial podem ser utilizados os seguintes métodos<sup>2</sup>:

1. Média ou Mediana (medidas de tendência central);
2. Propriedade Tipo Representativa;
3. Modelo de Vendas (Rendas) Repetidas;
4. Modelo Hedónico;
5. Modelo Híbrido – Hedónico e Vendas (Rendas) Repetidas.

A escolha dos métodos de cálculo depende dos objetivos estabelecidos para o índice e é fortemente condicionada pela informação disponível na base de dados. Por outro lado, o enviesamento sempre existente em qualquer amostra pode ser atenuado através do recurso a técnicas específicas, por vezes de grande complexidade.

O método mais simples e direto consiste no cálculo da **média (ou da mediana)** dos valores das rendas (ou preço do imóvel) em cada período temporal. O cálculo da mediana é preferível em relação ao cálculo da média porque a distribuição das rendas é habitualmente assimétrica e a mediana é menos sensível aos valores extremos (outliers). Este método apenas requer a informação mínima (valores das rendas em cada ano), sendo adequado para grandes amostras. O valor do índice obtém-se através do quociente entre as médias (ou medianas) obtidas em cada período e o valor do primeiro período, considerado como a base do índice.

Pela sua extrema simplicidade e ausência de informação detalhada sobre as características das habitações, este método não controla as alterações de qualidade dos imóveis arrendados.

Como o número de observações da base de dados é crescente ao longo do tempo, variando entre 6 observações em 1991 e 304 em 2011, este método não será aplicável ao presente caso de estudo, mas constitui uma medida de tendência central a considerar para efeitos de comparação.

**O Método da Propriedade Tipo Representativa** é igualmente bastante direto pois consiste em definir a propriedade representativa de uma determinada zona (características e localização) e recolher, para cada período temporal, o valor da renda da propriedade com as características

---

<sup>2</sup>Ver Case, Bradford; e Wachter, Susan M. (2005) "Residential Real Estate Price Indices as Financial Soundness Indicators: Methodological Issues"



definidas. O valor do índice obtém-se através do quociente entre as rendas observadas em cada período e o valor da renda do primeiro período.

Como no imobiliário cada caso é um caso, a principal dificuldade é definir, sem subjetividade, a propriedade tipo representativa ao longo do tempo. Alterações das características das propriedades, do meio envolvente, dos hábitos e da moda reduzem a aplicação deste método a populações muito homogéneas e ao cálculo do índice para fins muito específicos.

Este método também não controla as variações da qualidade e não tira partido da informação disponível sobre as rendas de outras propriedades (que não a representativa).

Neste contexto este modelo também não será aplicado neste estudo.

**O Método das Vendas Repetidas** é habitualmente atribuído a Bailey, Muth e Nourse (1963), mas as suas origens remontam aos estudos de Wyngarden (1927) e Wenzlick (1952). Case e Shiller (1987, 1989) promoveram a sua ampla utilização, tendo dedicado particular atenção ao problema da heterocedasticidade (a variância não é constante ao longo do tempo).

O modelo clássico desenvolvido por Bailey e tal (1963) apoia-se na obtenção dos preços de venda (ou rendas) das habitações ao longo do tempo e da sua relação obtém-se o índice de preços.

A especificação do modelo baseia-se numa regressão de mínimos quadrados em que a variável dependente é o logaritmo do quociente do preço de duas vendas (rendas) consecutivas (pares de transações) e as variáveis dependentes são dumas correspondentes ao período em que as vendas (rendas) ocorreram. A regressão não tem termo constante e pode ser traduzida pela seguinte equação:

$$\ln(P_{it} / P_{i1}) = \lambda_1 (T_{i1} - T_{i1}) + \lambda_2 (T_{i2} - T_{i1}) + \dots + \lambda_n (T_{in} - T_{i1}) \quad (1)$$

em que  $P_{it}$  é o preço da venda (renda) final (2ª transação) da propriedade  $i$ ;  $P_{i1}$  é o preço da venda (renda) inicial (1ª transação) da propriedade  $i$ ;  $T_{in}$  é a variável dummy indicando que a 2ª transação da propriedade  $i$  ocorreu no período  $n$ ;  $T_{i1}$  é a variável dummy indicando que a 1ª transação da propriedade  $i$  ocorreu no período  $n$ ;  $\lambda_n$  é o índice de preços - corresponde aos coeficientes estimados que representam o logaritmo do índice de preços acumulado em cada período. As variáveis dummy  $T_{in} - T_{i1}$  assumem o valor -1 para a 1ª transação, o valor +1 para a 2ª transação e o valor 0 nas restantes situações. Para o período inicial, o valor da dummy é zero para normalizar o índice a 1.

Este modelo assume que a qualidade das casas permanece constante ao longo do tempo e que a alteração do preço é apenas uma função do tempo decorrido entre duas transações consecutivas. Tal como os modelos anteriores, este modelo apenas requer informação sobre valores das vendas (rendas) em cada período, sendo utilizado em aplicações de larga escala.

Os críticos deste método apontam várias limitações. Clapp e Giaccotto (1999) referem que todos os valores do índice se alteram quando se adiciona um novo período à base de dados. Estes mesmos autores (em 1992), secundados por Meese e Wallace (1997), consideram três



causas para o enviesamento da amostra do índice de vendas. A primeira diz respeito às casas de famílias jovens que se vendem (arrendam) mais vezes porque o potencial de crescimento do rendimento da família é superior e o gosto pela mudança com melhoria de condições é mais acentuado. A segunda está associada à diferente valorização (crescimento das rendas) das casas de alta e de baixa qualidade. A terceira, decorrente da primeira, refere que as propriedades transacionadas podem não ser representativas do stock existente.

Embora o presente estudo tenha apenas 304 apartamentos, a existência de valores anuais de renda sempre que há um contrato posterior a 1990, pode conduzir à obtenção de um elevado número de pares de rendas repetidas, admitindo-se que cada valor anual de renda configura uma transação. Este pressuposto pode abrir caminho à utilização deste método, embora se reconheça a desvantagem da reduzida dimensão da amostra, quando comparada a utilizações em grande escala.

Na realidade há habitações com maior rotatividade de inquilinos e outras com contratos mais duradouros. Como há apartamentos com diferente número de observações, a amostra fica enviesada por falta de representatividade do stock existente.

Relativamente à qualidade, não se verificam grandes assimetrias, até porque para os contratos celebrados de acordo com o regime de renda livre a conservação dos imóveis tem sido uma atividade constante.

Os modelos hedónicos surgem como resposta às limitações patenteadas pelos métodos de cálculo referidos anteriormente.

A base conceptual do **Modelo Hedónico** foi desenvolvida por Lancaster (1966) e Rosen (1974) mas os fundamentos teóricos remontam aos trabalhos de Waugh (1928), Court (1939) e Stone (1954). Nos trabalhos de Goodman (1978, 2005), Palmquist (1980), Meese e Wallace (1991, 1997) e Clapp e Giaccotto (1998, 1999, 2002) encontram-se desenvolvimentos e aplicações de modelos hedónicos que fundamentam o cálculo de índices de preços no mercado residencial.

O modelo hedónico, nos seus traços fundamentais, estabelece que o preço (renda) de uma determinada propriedade é função do tempo e de um conjunto de atributos<sup>3</sup>, tais como as suas características físicas, a localização e o meio envolvente em que se insere. Através da regressão linear do conjunto de observações da amostra obtêm-se os parâmetros da função, para cada uma das variáveis consideradas. Para o cálculo de índices hedónicos existem duas grandes abordagens:

1. Utilização de uma única regressão, incorporando as observações de todos os períodos através de uma variável dummy temporal. Produz um índice de qualidade constante, não permitindo a variação dos atributos ao longo do tempo.
2. Estabelecimento de uma regressão para cada período, sendo o índice calculado através da valorização da propriedade padrão em cada um dos períodos considerados. Esta

---

<sup>3</sup>Variáveis hedónicas que contribuem para a satisfação (valorização) da propriedade

aproximação permite incorporar a variação dos atributos das propriedades ao longo do tempo, mas requer, simultaneamente, a obtenção de mais detalhada informação.

A especificação do modelo com variável dummy temporal baseia-se numa regressão linear em que a variável dependente é o preço (ou a renda) e as variáveis independentes são os atributos e a dummy temporal.

Muito se tem estudado sobre a otimização dos modelos atendendo ao formato em que as variáveis (independente – dependentes) são expressas: modelo linear – linear (lin-lin), logaritmo – linear (log-lin), e logaritmo – logaritmo (log-log).

Com base em resultados práticos, há uma convicção geral de que os modelos logarítmicos funcionam melhor para variáveis contínuas porque reduzem a dispersão dos valores, embora esta não seja uma verdade universal extensiva a todas as situações. Assim, considerando um modelo logarítmico, a regressão pode ser expressa através da seguinte equação:

$$\ln P_{it} = \alpha + \beta_{i1} \ln X_i + \beta_{j2} Y_j + \lambda_1 T_{i1} + \lambda_2 T_{i2} + \dots + \lambda_n T_{in} \quad (2)$$

em que  $P_{it}$  é o preço da venda (renda) da propriedade  $i$  no período  $t$ ;  $X_i$  são as  $i$  variáveis hedónicas contínuas;  $Y_j$  são as  $j$  variáveis hedónicas discretas;  $T_{in}$  é a variável dummy indicando que a venda (renda) da propriedade  $i$  ocorreu no período  $n$ ;  $\alpha$  é a estimativa do termo independente da regressão;  $\beta_{i1}$  e  $\beta_{j2}$  são os coeficientes estimados para os atributos (variáveis hedónicas);  $\lambda_n$  é o índice de preços - corresponde aos coeficientes estimados que representam o logaritmo do índice de preços acumulado em cada período.

Esta abordagem, tal como o índice de vendas (rendas) repetidas assume que as características hedónicas permanecem constantes ao longo do período de cálculo do índice. No entanto, o modelo hedónico permite, contudo, que tais características influenciem o valor do índice.

Quando existir informação disponível sobre a variação dos atributos das propriedades ao longo do tempo pode, em alternativa, utilizar-se uma regressão para cada período, obtendo-se várias equações que permitem o cálculo da renda (em cada período) para uma determinada casa padrão, cujas características serão fixas ao longo do período. A especificação deste modelo obtém-se através da supressão da dummy temporal à equação (2).

Os modelos hedónicos e de vendas repetidas são muito usados em grandes amostras para a construção de índices de qualidade constante, que constituem a formulação mais simples. As limitações apresentadas por esses modelos podem ser ultrapassadas através da combinação das melhores funcionalidades de cada um deles.

Clapp e Giaccotto (1998) desenvolveram um **Modelo Híbrido**<sup>4</sup> (hedónico e vendas repetidas) que consiste na inclusão no modelo hedónico, de uma nova variável dummy para simular a qualidade, específica para os atributos de cada propriedade, que assim podem variar ao longo do tempo.

<sup>4</sup>Ver Clapp, J.M.; e Giaccotto, C. (1998) - "Price Indices Based on the Hedonic Repeat-Sale Method: Application to the Housing Market"



A conjugação dos dois modelos, para um número limitado de atributos<sup>5</sup>, permite a obtenção de índices diferentes para casas com atributos de qualidade variável ou seja para casas cujas características foram alteradas entre duas vendas (rendas) consecutivas. Esta situação ocorre com frequência, até como forma de angariar um novo dono ou inquilino.

Apresentam-se seguidamente dois exemplos de cálculo de índices imobiliários baseados nos valores das rendas do mercado residencial.

Goodman (2005) desenvolveu um método para calcular um índice de qualidade constante para vários segmentos do mercado de arrendamento (rendas pagas por inquilino), com base nos dados da American House Survey (AHS), recolhidos em cinco áreas metropolitanas em 1988 (ou 1989) e 2002, tendo sido consideradas entre 1100 e 1500 observações.

De uma forma geral, a renda de casa é o preço pago pela utilização de determinado espaço residencial num certo período. Resulta assim que a renda é o produto da quantidade (dimensão, características, qualidade e localização) pelo respetivo preço unitário, sendo desejável a desagregação das duas componentes. De facto, o aumento da renda pode dever-se apenas à inflação pura (preço) ou também ao aumento da quantidade (qualidade) da casa.

Para analisar esta questão foram utilizados modelos hedónicos e cada área metropolitana foi dividida em três segmentos em função da qualidade observada (alta, média e baixa), obtendo-se desta forma, para além de um índice de preços global, três índices específicos com base no valor das rendas. Esta divisão resulta da percepção de que as casas com diferentes níveis de qualidade têm diferentes níveis de valorização ao longo do tempo. A sequência metodológica aplicada foi a seguinte:

1. Regressão das rendas observadas no período inicial  $t$  (1988 ou 1989) para determinados atributos  $Q_t$  e com base nos parâmetros obtidos, calcular a renda prevista ( $\hat{R}_t$ ) para cada habitação da amostra global, sendo  $\hat{R}_t = P_t \times Q_t$ .
2. Repetição do passo anterior para o período final  $t+1$  (2002), obtendo-se  $\hat{R}_{t+1} = P_{t+1} \times Q_t$ .
3. Repetição dos dois passos anteriores considerando as subamostras de cada um dos três segmentos.
4. Para a amostra global (conjunto de características  $Q_t$ ) e para cada um dos três segmentos, calcular a mediana das rendas previstas no período  $t$  ( $\hat{R}_t$ ), obtidas nos passos 1 e 3.
5. Com base nos valores obtidos para a renda prevista no período  $t+1$  ( $\hat{R}_{t+1}$ ), obtidos nos passos 2 e 3, calcular a mediana para a totalidade da amostra e para cada um dos três segmentos.
6. O valor do índice obtém-se pela diferença entre a mediana das rendas previstas no período  $t+1$  ( $\hat{R}_{t+1}$ ) e a mediana das rendas previstas no período  $t$  ( $\hat{R}_{tP}$ ), quer para a amostra global, quer para os segmentos.

<sup>5</sup>A aplicação da dummy de qualidade a muitas variáveis explicativas tornaria a quantificação quase impossível



Os índices de preços podem ser calculados com base nos atributos das casas no período inicial, no período final ou uma média entre os dois processos. Consoante o período selecionado os índices tomam a seguinte designação<sup>6</sup>:

- Índice Laspeyres – atributos do período inicial;
- Índice Paasche – atributos do período final;
- Índice Fischer – média geométrica (raiz quadrada do produto) dos índices Laspeyres e Paasche.

O modelo hedónico foi construído sendo a variável dependente o logaritmo da renda expressa em função dos seguintes atributos: (1) número de quartos, (2) número de casas-de-banho, (3) estrutura tipo com 6 categorias, (4) década de construção, (5) ar condicionado central, (6) máquina de lavar louça, (7) máquina de lavar roupa, (8) condição física substandard<sup>7</sup>, (9) alpendre, (10) lareira, (11) tipo de combustível para aquecimento, (12) garagem e (13) zona geográfica.

O modelo logarítmico conduziu a melhores resultados do que o modelo linear, tendo sido obtido um  $R^2$  ajustado entre 25 e 40%. Como este modelo produz rendas estimadas para cada habitação e para cada período, a variação dessas rendas traduz o índice de preços. Se o crescimento desse índice for superior à inflação (fator preço) o diferencial resultante dever-se-á ao fator qualidade. Foi o que se verificou no estudo de Goodman, em que a inflação foi responsável pelo crescimento da renda entre 68 e 88%, consoante o segmento e a área metropolitana.

A influência da localização foi particularmente analisada. A AHS incluiu algumas variáveis (acessibilidade, segurança, qualidade do ambiente) que em teoria se reconhece serem fatores que os inquilinos estão dispostos a valorizar no momento em que arrendam uma casa. Porém, alguns testes realizados em modelos hedónicos demonstraram que muitas dessas características não têm influência direta na renda ou produzem resultados contraditórios.

De facto, não é fácil definir o conceito de casa decente, ambiente agradável, boa vizinhança, boas acessibilidades para todos os habitantes de uma dada cidade, região ou país. Esta realidade dá força à caracterização da localização através de um indicador síntese, como acontece em Portugal com o Coeficiente de Localização estabelecido para efeitos de cálculo do Valor Patrimonial Tributário dos imóveis urbanos.

Hoffmann e Kurz (2001) efetuaram o cálculo de um índice imobiliário com base nas rendas do mercado residencial na Alemanha Ocidental entre 1985 e 1998. A informação utilizada foi do German Socio-Economic Panel (GSOEP) que constitui um painel de informação anual sobre

<sup>6</sup>Ver Hill, R. (2011), “Hedonic Price Indexes for Housing”,

<sup>7</sup>Classificação usada nos EUA para casas de muito baixa qualidade, caracterizada pela ausência, entre outros, de casa-de-banho completa, cozinha completa, ligação a rede pública de esgotos. Ver Thibodeau, Thomas G. (1989), “House Price Indexes from the 1974-1983 SIMSA Annual Housing Surveys”



características, rendas e outros serviços residenciais. O painel é constituído por uma amostra de 6.000 residentes (que corresponde a cerca de 10.000 casas), devido às mudanças operadas pelos residentes. O painel segue os residentes (não as habitações), é constituído por 65% de inquilinos e 35% de proprietários residentes em casa própria e em 1990 foi alargado à Alemanha Oriental. As rendas reportadas no painel incluem os gastos com água, eletricidade e resíduos urbanos.

Os mesmos residentes, independentemente da casa que habitam, são questionados, todos os anos, verificando-se que dos 5.500 residentes na Alemanha Ocidental em 1998 (final do período do estudo), 60% residiam em apartamentos arrendados.

Para comparação com o Índice de Preços da Habitação na Alemanha, que inclui apartamentos financiados pela iniciativa privada (a larga maioria) e apartamentos subsidiados (habitação social) a amostra foi dividida em dois segmentos, verificando-se ao longo do período em análise o decréscimo dos apartamentos subsidiados. Tais segmentos foram, por sua vez, divididos em dois grupos: (1) os apartamentos com as características estabelecidas pelo Índice de Preços da Habitação (40% do valor global das rendas) e (2) os outros apartamentos (60% do valor global das rendas).

Foi construído um modelo hedónico com a variável dependente expressa no logaritmo da renda e com nove variáveis dependentes sendo a variável contínua área expressa igualmente em logaritmo. As restantes oito variáveis discretas são dummies e constituem três grandes grupos: (i) relação senhorio-inquilino com (1) a duração do contrato / ocupação da casa para habitações privadas e (2) para habitações subsidiadas; (ii) características físicas com (3) data de construção, (4) existência de equipamentos tais como WC / lavabo, aquecimento central, jardim e (5) tipo de propriedade; (iii) localização com (6) tipo de quarteirão, (7) dimensão do aglomerado urbano e (8) Estado Federal.

A dimensão do aglomerado urbano e o Estado Federal pretendem capturar as diferenças relativas a oportunidades de trabalho, a infraestruturas, a acessibilidade a equipamentos desportivos, culturais e de lazer. Com o tipo de quarteirão pretende-se avaliar as amenidades locais e o ambiente de proximidade, que nem sempre são monitorizados pelo GSEOP. Neste estudo não foi monitorizada a localização em rua calma ou ruidosa.

Também nesta situação o modelo log-log revelou melhores resultados do que o modelo log-lin<sup>8</sup>. Para o período em análise, obtiveram-se valores de  $R^2$  ajustado entre 53 e 65% para um número de observações compreendido entre 2240 e 2750. Em média o modelo permite explicar 60% da variação do logaritmo da renda.

Os resultados deste índice apontam para um crescimento das rendas (de qualidade ajustada) de 64% no período 1985-1998, que é superior em 10% ao Índice de Preços da Habitação. Os

---

<sup>8</sup>Embora em ambos os modelos se rejeite a hipótese nula, em geral os valores de t observado no modelo log-lin são inferiores aos correspondentes no modelo log-log



coeficientes estimados para as nove variáveis independentes têm o sinal (sentido de variação) esperado. As rendas aumentam com a área da casa e as rendas dos apartamentos subsidiados são inferiores. Em apartamentos privados as rendas diminuem com o aumento da duração do contrato / ocupação, o que denota a existência de um certo desconto de permanência motivado pelas relações de confiança (e comodidade) que se vão estabelecendo entre senhorios conservadores (que não pretendem mudanças que podem conduzir à necessidade de investimentos) e inquilinos cumpridores. Por outro lado, em apartamentos subsidiados não há evidência de descontos de permanência, dada a maior rigidez dos contratos. As rendas dos apartamentos antigos são inferiores às dos apartamentos modernos, devido à depreciação física e funcional das casas. A existência de equipamentos é valorizada. O tipo de propriedade e o tipo de quarteirão têm reduzida significância estatística. As rendas são superiores nas grandes cidades e em zonas centrais do que em pequenas cidades e nas periferias.

O modelo hedónico proposto por Hoffmann e Kurz provou ser bastante robusto. Recorrendo apenas a nove variáveis explicativas do valor da renda, conduziu a resultados muito satisfatórios, não muito diferentes dos que foram obtidos com especificações bem mais complexas.

#### 4. BASE DE DADOS

O cálculo dos índices de preços de arrendamento pode ser baseado em preços de oferta, avaliações, contratos de arrendamento e renda equivalente para proprietários.

De acordo com os Censos 2011<sup>9</sup>, existem na cidade de Lisboa 98.984 alojamentos arrendados, sendo 55.531 contratos celebrados entre 1991 e 2011 (universo correspondente ao presente estudo), com a distribuição indicada na Figura 1, que igualmente apresenta a distribuição das tipologias dos alojamentos arrendados, obtida com base nos Censos 2001<sup>10</sup>.

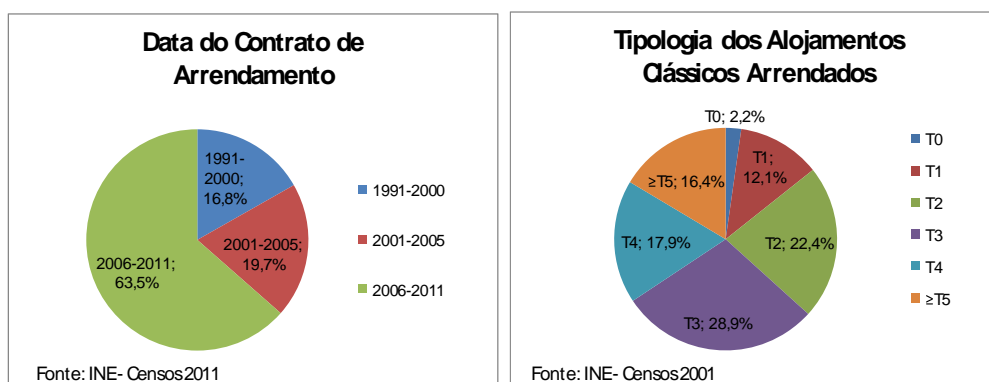


Figura 1 - Alojamentos Arrendados em Lisboa

A base de dados do presente estudo foi construída a partir dos valores reais dos contratos de arrendamento de apartamentos localizados em Lisboa, e pertencentes a uma carteira de um investidor institucional nacional no mercado de arrendamento residencial.

Para esse efeito, de um universo de cerca de 700 apartamentos da carteira, foram selecionados apenas aqueles que, em 31 de Dezembro de 2011, detinham contratos de arrendamento celebrados a partir de 1 de Janeiro de 1991, correspondendo a 319 apartamentos.

Foi averiguada a existência de outliers e as razões que determinavam essa condição. Neste contexto, foram retirados da base de dados os apartamentos com área bruta privativa inferior a 31 m<sup>2</sup> e cuja renda em 2011 era inferior a 3€ / m<sup>2</sup>. Foram igualmente retirados alguns contratos que embora celebrados após 1 de Janeiro de 1991, decorriam da sucessão de contratos anteriores, com rendas baixas e portanto fora do contexto da renda de mercado que se pretende estudar.

Assim, resultou uma seleção de 304 apartamentos, para os quais foram considerados os valores anuais das rendas a 31 de Dezembro de cada ano. Quando, num apartamento que integra a base de dados surge um contrato anterior a 1991, tais valores não são incluídos na base de dados, ficando os valores das rendas dos despectivos anos por preencher. Resulta assim que o

<sup>9</sup>Resultados provisórios – os resultados definitivos só serão conhecidos em Outubro de 2012

<sup>10</sup>Informação não disponível nos resultados provisórios dos Censos 2011, existindo apenas a distribuição dos alojamentos (próprios e arrendados) ao nível das NUT III (Grande Lisboa)



número de observações é crescente ao longo do tempo, à medida que vão sendo celebrados novos contratos (RAU e NRAU) e vão terminando contratos antigos com rendas condicionadas.

A amostra é constituída por 304 apartamentos, cuja localização se apresenta na Figura 2.

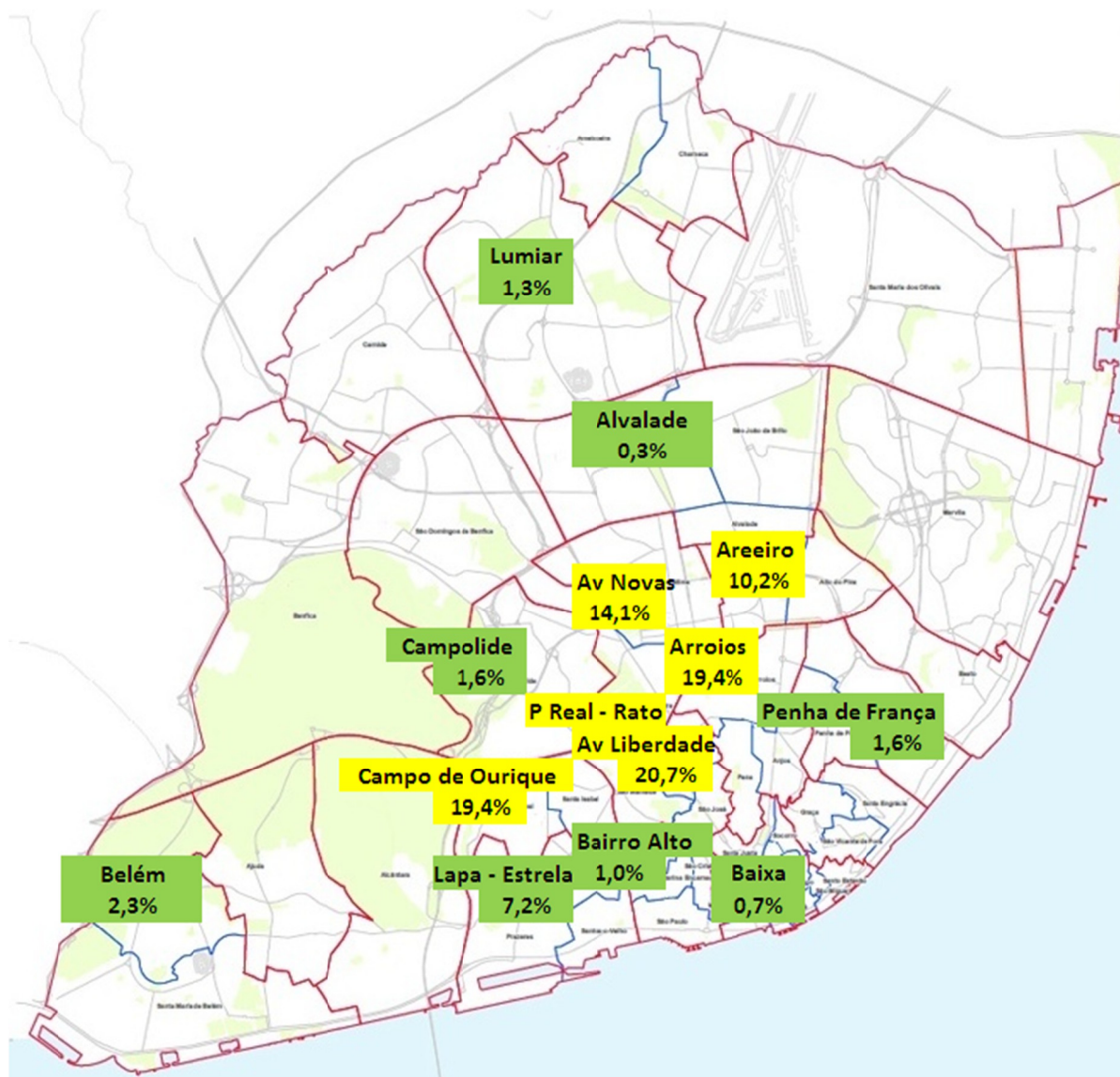


Figura 2 - Localização dos Apartamentos da Amostra

A amostra foi completada com a recolha de informação sobre a área bruta privativa, a tipologia, o coeficiente de localização de acordo com o Sistema de Informação Geográfica para cálculo do Imposto Municipal sobre Imóveis (SIGIMI), o ano de construção, o ano de celebração de cada novo contrato de arrendamento e a existência de obras de beneficiação antes da celebração de um novo contrato que qualificam o estado de conservação.

Na amostra predominam os apartamentos T1 e T2, com áreas entre 40 e 80 m<sup>2</sup> (Figura 3), verificando-se um certo alinhamento dos T2, T3 e T4 com o universo em análise (Figura 1). Nas

tipologias extremas, a amostra inclui excessos de T0 e T1 e défice de tipologias iguais ou superiores a T5.

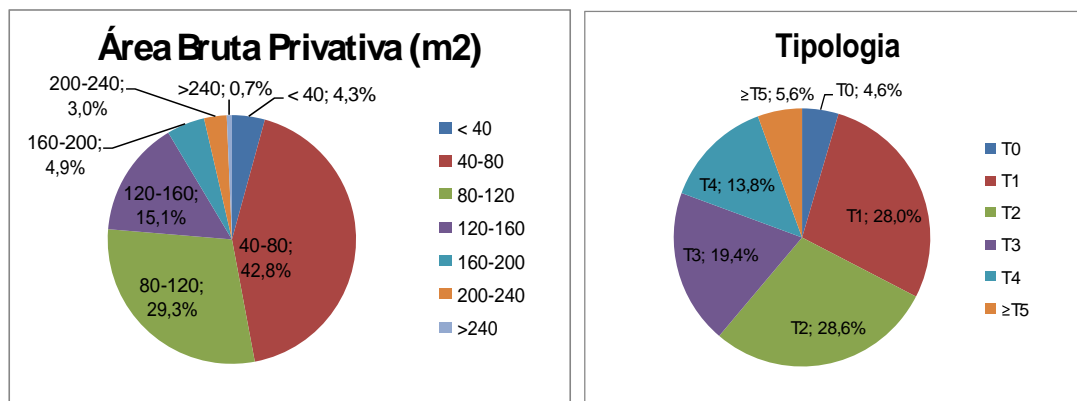


Figura 3 - Distribuição da Área Bruta Privativa e da Tipologia

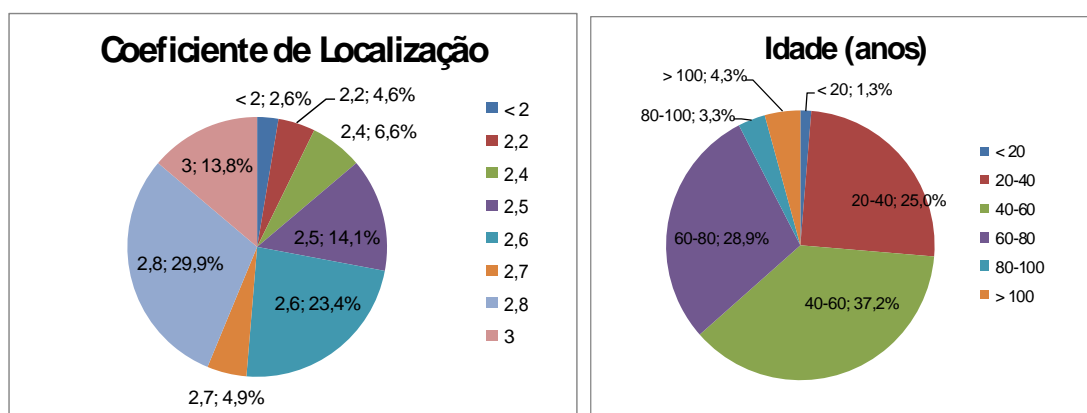


Figura 4 - Distribuição do Coeficiente de Localização e da Idade

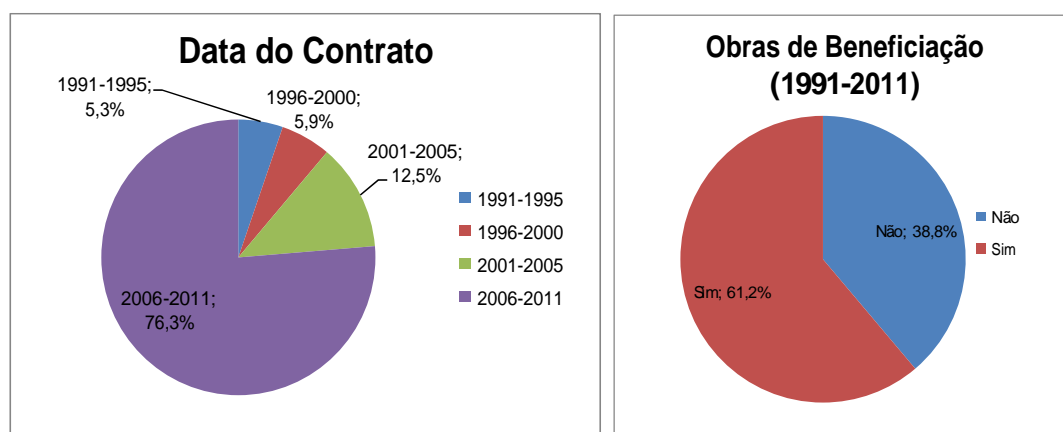


Figura 5 - Distribuição da Data do Contrato e das Obras de Beneficiação

Os apartamentos encontram-se bem localizados (85% da amostra tem coeficiente de localização igual ou superior a 2,5) e na sua maioria com idades entre os 20 e os 80 anos (Figura 4). Na amostra predominam localizações muito centrais na cidade (sem estacionamento) e com

poucos apartamentos construídos nas últimas duas décadas, o que se afasta da distribuição típica de imóveis residenciais em Lisboa, com abundante construção nova (com apartamentos grandes) em Telheiras, Lumiar, Benfica e Parque das Nações.

A distribuição dos contratos de arrendamentos por datas revela um certo alinhamento da amostra com o universo (Figuras 1 e 5), com o claro predomínio dos contratos mais recentes, como expectável. As obras de beneficiação estão muito associadas aos contratos mais recentes.

A Tabela 1 apresenta a estatística descritiva do valor da renda por m<sup>2</sup> de área bruta privativa desde 1991 a 2011, para a totalidade da amostra com 2858 observações.

Tabela 1 - Estatística Descritiva da Amostra

Renda por m2 de Área Bruta Privativa (€/m2)											
Ano	Nº Observações	Média	Mediana	Desvio Padrão	Coefficiente de Variação	Mínimo	1º Q - 1,5AIQ	1º Quartil	3º Quartil	3º Q + 1,5AIQ	Máximo
1991	6	3,46	2,52	1,79	0,52	1,87	-1,04	2,41	4,71	8,16	6,04
1992	9	3,39	2,80	1,78	0,53	1,93	-0,05	2,08	3,50	5,63	6,74
1993	13	3,34	3,02	1,79	0,54	0,94	-0,37	2,12	3,78	6,27	7,27
1994	20	3,59	3,20	1,74	0,49	1,00	-0,62	2,37	4,36	7,35	7,77
1995	26	4,05	3,38	2,23	0,55	1,02	-2,16	2,40	5,45	10,02	9,38
1996	37	4,98	4,76	2,45	0,49	1,06	-3,85	2,68	7,03	13,57	10,34
1997	45	5,36	5,55	2,38	0,44	1,09	-2,24	3,44	7,22	12,90	10,62
1998	56	5,49	5,59	2,33	0,42	1,11	-1,90	3,54	7,16	12,60	10,86
1999	69	5,63	5,81	2,36	0,42	1,14	-1,38	3,76	7,18	12,32	11,17
2000	93	6,00	6,13	2,26	0,38	1,17	-1,17	4,19	7,77	13,14	11,49
2001	121	6,21	6,30	2,22	0,36	1,19	-0,45	4,53	7,85	12,83	11,74
2002	139	6,59	6,49	2,41	0,37	1,25	0,60	5,17	8,22	12,79	13,19
2003	175	6,93	6,77	2,42	0,35	1,29	0,75	5,47	8,61	13,33	13,66
2004	216	7,20	7,04	2,40	0,33	1,34	0,93	5,74	8,95	13,76	14,17
2005	223	7,22	7,06	2,40	0,33	1,37	0,75	5,69	8,99	13,93	14,52
2006	236	7,17	7,05	2,24	0,31	1,40	1,18	5,65	8,63	13,11	13,69
2007	246	7,08	6,93	2,22	0,31	1,44	1,40	5,60	8,41	12,61	14,11
2008	258	7,11	7,00	2,15	0,30	2,70	1,54	5,69	8,46	12,60	13,85
2009	278	7,26	7,13	2,14	0,29	2,78	2,14	5,87	8,36	12,10	14,24
2010	288	7,38	7,17	2,14	0,29	2,89	1,98	5,96	8,61	12,60	13,30
2011	304	7,49	7,29	2,09	0,28	3,01	2,23	6,17	8,80	12,74	13,23
Total	2858										



## 5. METODOLOGIA DE TRABALHO E CONSTRUÇÃO DO ÍNDICE

A metodologia utilizada na construção do índice de preços baseado em valores de renda depende muito da informação contida na base de dados disponível. A presente opção recai, claramente, na utilização de dois modelos distintos – o Modelo de Rendas Repetidas e o Modelo Hedónico.

### 5.1 Modelo de Rendas Repetidas

Conforme referido na Revisão da Literatura, foi construído um Modelo de Rendas Repetidas, considerando como uma nova transação, os dois valores consecutivos de renda para cada apartamento, independentemente de se tratar do mesmo contrato de arrendamento ou de um novo contrato. Assim, de uma base de dados com 2858 observações em que 304 dizem respeito ao último ano (2011), resulta um Modelo de Rendas Repetidas com 2554 transações.

Para o cálculo do índice optou-se então pela construção de um Modelo Rendas Repetidas incorporando todas as 2554 transações, através do estabelecimento de duas dummies temporais que sinalizam os anos de ocorrência de cada transação, com -1 o ano inicial (1ª transação) e com +1 o ano final (2ª transação). Para as rendas correspondentes ao ano de 1991 (período inicial), o valor da dummy é zero para normalizar o índice a 1.

O Modelo de Rendas Repetidas tem como variável dependente o quociente do logaritmo das rendas, sem termo independente e com 20 variáveis dummy cujos  $\beta^{11}$  constituem os parâmetros da regressão, conforme se exemplifica:

$$\begin{aligned} \ln(Renda_{final}/Renda_{inicial}) = & \beta_1 1992 + \beta_2 1993 + \beta_3 1994 + \beta_4 1995 + \beta_5 1996 + \beta_6 1997 + \\ & + \beta_7 1998 + \beta_8 1999 + \beta_9 2000 + \beta_{10} 2001 + \beta_{11} 2002 + \beta_{12} 2003 + \\ & + \beta_{13} 2004 + \beta_{14} 2005 + \beta_{15} 2006 + \beta_{16} 2007 + \beta_{17} 2008 + \beta_{18} 2009 + \\ & + \beta_{19} 2010 + \beta_{20} 2011 \end{aligned} \quad (3)$$

Os 20  $\beta$  obtidos deste modelo representam o valor acumulado do logaritmo do índice de preços no respetivo ano, conforme decorre da explicação efetuada no Capítulo 3.

### 5.2 Modelo Hedónico

Para o cálculo do índice hedónico foram apresentadas na Revisão da Literatura duas abordagens: uma única regressão utilizando uma variável dummy temporal ou uma regressão para cada um dos períodos em análise. A existência de um número reduzido de observações nos primeiros anos (apenas em 2001 se ultrapassam as 100 observações) coloca, à partida, dificuldades ao estabelecimento de regressões lineares para esses anos, que sejam capazes de ter poder explicativo da variável dependente. Não obstante esta realidade, o teste foi efetuado, iniciando-se o processo pelo ano de 1991, mas não foi possível efetuar a regressão por

<sup>11</sup> Salvo menção em contrário, os valores de  $\beta$  são não estandardizados



insuficiente número de observações. Assim, como os resultados obtidos não eram credíveis esta abordagem foi abandonada.

Neste contexto foi construído um primeiro modelo hedónico com a Renda (€) como variável dependente (opção clássica do preço em função de vários atributos). No entanto, como o objetivo do presente estudo é o cálculo de um índice, construiu-se um segundo modelo hedónico em que a variável dependente é a Renda por  $m^2$  de Área Bruta Privativa (€/m<sup>2</sup>), pois constitui o indicador de mercado mais representativo, de fácil compreensão e muito utilizado pelos intervenientes no sector imobiliário. A consideração destes dois modelos teve também como objetivo proceder à sua comparação e eventual seleção do mais adequado para o cálculo do índice.

Considerando os atributos conhecidos e a informação disponível, o Modelo Hedónico foi construído com as seguintes variáveis independentes, que se consideram, à partida, poderem ser explicativas quer do valor da renda, quer do valor da renda por  $m^2$  dos apartamentos em Lisboa:

1. Área Bruta Privativa (em  $m^2$ );
2. Tipologia (T0, T1, T2, T3, T4 e T5 ou superior);
3. Localização (simulada através do Coeficiente de Localização do SIGIMI);
4. Idade (em anos, contados em 2011);
5. Ano de Celebração do Contrato de Arrendamento;
6. Obras de Beneficiação (estado de conservação).

A Área Bruta Privativa é, classicamente, um indexante fundamental do valor da renda de um ativo imobiliário. Apesar de essa variável já ter sido incorporada na variável dependente (Renda /m<sup>2</sup>), esta variável foi igualmente incluída nesse modelo, pois é convicção geral de que apartamentos maiores têm menor renda/m<sup>2</sup>. Pretende-se desta forma, avaliar o comportamento através desta variável contínua.

A Tipologia, embora correlacionada com a Área Bruta Privativa, é uma variável que também pode ajudar a explicar o valor da Renda e da Renda /m<sup>2</sup>. Esta variável discreta foi simulada recorrendo a 5 dummies (T1, T2, T3, T4 e T5 ou superior), sendo o T0 a base da regressão.

A localização é uma variável explicativa importante e foi expressa através do Coeficiente de Localização (SIGIMI), considerando-se que este é um bom indicador síntese dos vários e complexos fatores que caracterizam a localização. O Coeficiente de Localização foi tratado como uma variável contínua.

A Idade do imóvel foi quantificada pelo número inteiro de anos do apartamento completados em 2011, tendo como referência o ano de conclusão da construção ou o início da sua utilização. Com esta variável pretende-se avaliar a influência da Idade (depreciação física e funcional) no valor da renda (e da renda /m<sup>2</sup>) e confirmar (ou não) a percepção geral de que imóveis mais recentes terão rendas superiores. A Idade foi simulada como uma variável contínua.

A consideração do Ano de Celebração do Contrato de Arrendamento tem por finalidade averiguar em que medida os contratos mais antigos poderão ter rendas inferiores, confirmando (ou não) a noção de que a permanência do inquilino na mesma casa conduz a rendas inferiores à que a mesma casa teria se fosse novamente colocada no mercado. Esta situação pode estar associada a um crescente dinamismo do mercado de arrendamento após 1990 e também ao facto do senhorio efetuar pequenas obras (pinturas) para poder capitalizar uma qualidade acrescida do apartamento e assim arrendá-lo por um valor superior. Para simulação desta variável, os contratos de arrendamento foram divididos em quatro grandes grupos (quinquénios), consoante o ano da sua celebração: (1) entre 1991 e 1995, (2) entre 1996 e 2000, (3) entre 2001 e 2005 e (4) entre 2006 e 2011. Esta variável discreta foi quantificada através de três dummies (contratos celebrados entre 1996 e 2000, entre 2001 e 2005 e entre 2006 e 2011), sendo os contratos celebrados entre 1991 e 1995 a base da regressão.

A existência de Obras de Beneficiação, com alguma profundidade, pode, de facto, incrementar as rendas de novos contratos. Tal incremento é normalmente mais notório quando as casas vêm de contratos longos em que a depreciação física e funcional é assinalável e conduz a uma desvalorização do imóvel. Pretende-se com esta variável simular o estado de conservação.

Na realidade, na amostra selecionada, a maioria dos contratos celebrados após 2007 diz respeito a apartamentos que foram beneficiados, remodelados e até modernizados. Ora torna-se importante avaliar a influência deste atributo, ainda que esteja correlacionado com a variável anterior (ano de celebração do contrato). Assim, a existência de Obras foi expressa através de uma única dummy.

O Modelo Hedónico da Renda, na sua versão completa, inclui assim o termo independente  $\alpha$  e 12 variáveis explicativas cujos  $\beta$  constituem os parâmetros da regressão, conforme se exemplifica:

$$\begin{aligned} \text{Renda} = & \alpha + \beta_1 \text{Área Bruta Privativa} + \beta_2 T1 + \beta_3 T2 + \beta_4 T3 + \beta_5 T4 + \beta_6 \geq T5 + \\ & + \beta_7 \text{Coeficiente de Localização} + \beta_8 \text{Idade} + \beta_9 \text{Contrato 1996-2000} + \\ & + \beta_{10} \text{Contrato 2001-2005} + \beta_{11} \text{Contrato 2006-2011} + \beta_{12} \text{Obras} \end{aligned} \quad (4)$$

O Modelo Hedónico da Renda/m<sup>2</sup> com as mesmas variáveis, apresenta a seguinte formulação:

$$\begin{aligned} \text{Renda / m}^2 = & \alpha + \beta_1 \text{Área Bruta Privativa} + \beta_2 T1 + \beta_3 T2 + \beta_4 T3 + \beta_5 T4 + \beta_6 \geq T5 + \\ & + \beta_7 \text{Coeficiente de Localização} + \beta_8 \text{Idade} + \beta_9 \text{Contrato 1996-2000} + \\ & + \beta_{10} \text{Contrato 2001-2005} + \beta_{11} \text{Contrato 2006-2011} + \beta_{12} \text{Obras} \end{aligned} \quad (5)$$

Para seleção da especificação do Modelo Hedónico que melhor servirá para o cálculo do índice foram consideradas as três seguintes formulações alternativas que traduzem o formato em que as variáveis são expressas:

1. Linear – linear (lin-lin) – variável dependente e variáveis independentes contínuas, expressas no seu valor base (sem transformação);

2. Logarítmico - linear (log-lin) – variável dependente transformada no seu logaritmo, mantendo-se as variáveis independentes contínuas expressas no seu valor base;
3. Logarítmico - logarítmico (log-log) – variável dependente e variáveis independentes contínuas transformadas no respetivo logaritmo.

Como as unidades das variáveis independentes são diferentes, os valores dos seus parâmetros  $\beta$  não se podem interpretar como uma medida de contribuição de cada variável para a explicação da variação independente. Para ultrapassar esta limitação recorre-se à estandardização da equação de regressão convencional (subtraindo a cada valor observado a média das observações e dividindo este valor pelo desvio-padrão respetivo). Obtém-se, assim os parâmetros  $\beta$  estandardizados ( $\beta'$ ), que correspondem à taxa de variação da variável independente por unidade da variável dependente, medida em unidades de desvio-padrão. Uma vantagem destes coeficientes estandardizados reside no facto dos seus valores poderem ser comparados diretamente, porque todas as variáveis independentes passam a ter a mesma unidade de medida. É assim possível conhecer as variáveis independentes que mais contribuem para a explicação da variação da variável dependente.

Um primeiro teste efetuado sobre estes modelos consistiu na regressão dos valores de Renda e de Renda/m<sup>2</sup> em 2011 (Tabelas 2, 3 e 4), porque é o ano que reúne o maior número de observações. Os valores de R<sup>2</sup> Ajustado variam entre 0,330 (Renda/m<sup>2</sup> log-lin) e 0,740 (Renda lin-lin), sendo o Modelo de Renda, com maiores valores de R<sup>2</sup> Ajustado, aquele em que as variáveis independentes têm maior poder explicativo (Tabela 2).

Tabela 2 - Modelos Renda e Renda/m<sup>2</sup> em 2011 - Comparação da estatística das regressões

Estatística da Regressão	Modelo Renda			Modelo Renda/ m2		
	lin-lin	log-lin	log-log	lin-lin	log-lin	log-log
Multiple R	0,866	0,825	0,844	0,612	0,597	0,613
R Square	0,750	0,680	0,712	0,374	0,356	0,376
Adjusted R Square	0,740	0,667	0,700	0,348	0,330	0,350
Standard Error	137,202	0,253	0,240	1,689	0,244	0,240
Observations	304	304	304	304	304	304

Tabela 3 - Modelo Renda em 2011 - Comparação dos  $\beta$  e dos p-value das regressões

Variáveis	Modelo Renda								
	$\beta$			$\beta$ estandardizado			P-value		
	lin-lin	log-lin	log-log	lin-lin	log-lin	log-log	lin-lin	log-lin	log-log
Intercept	-89,309	4,928	2,931				0,424	0,000	0,000
Área Bruta Privativa	4,496	0,007	0,798	0,786	0,710	0,854	0,000	0,000	0,000
T1	100,757	0,349	0,172	0,168	0,358	0,177	0,014	0,000	0,023
T2	121,720	0,425	0,119	0,205	0,439	0,123	0,006	0,000	0,190
T3	128,373	0,464	0,097	0,189	0,420	0,088	0,013	0,000	0,379
T4	218,437	0,528	0,183	0,281	0,416	0,144	0,000	0,000	0,158
>=T5	163,002	0,355	0,135	0,140	0,186	0,071	0,064	0,029	0,397
Coefficiente Localização	66,413	0,133	0,286	0,059	0,072	0,058	0,069	0,049	0,086
Idade	-2,055	-0,004	-0,191	-0,168	-0,176	-0,193	0,000	0,000	0,000
Contrato 96-00	124,279	0,150	0,143	0,109	0,081	0,077	0,011	0,095	0,092
Contrato 01-05	125,465	0,293	0,257	0,155	0,221	0,194	0,003	0,000	0,001
Contrato 06-11	75,503	0,193	0,191	0,120	0,187	0,186	0,066	0,011	0,008
Obras	85,274	0,150	0,131	0,155	0,168	0,146	0,000	0,000	0,001

No Modelo de Renda 2011 (Tabela 3) o termo constante negativo para o formato lin-lin não tem uma explicação fácil, pois não existem rendas negativas. Este valor deve ser lido em conjunto com os outros coeficientes (a maioria positivos e elevados), e com os valores mínimos das variáveis explicativas que qualificam um apartamento desta base de dados. Os termos constantes positivos nos formatos log-lin e log-log permitem quantificar a base da regressão (logaritmo da renda quando todas as variáveis explicativas são nulas).

Os sinais dos  $\beta$  são positivos, com exceção da Idade, correspondendo ao esperado. A Área Bruta Privativa tem, destacadamente, o maior contributo para a explicação do valor da Renda (maior valor de  $\beta$  estandardizado) e o Coeficiente de Localização o menor contributo. Este resultado confirma a área como a variável fundamental e a reduzida variação do Coeficiente de Localização nesta amostra, retira-lhe poder explicativo. A Idade tem um contributo de aproximadamente 25% do da Área Bruta Privativa.

O contributo da Tipologia é importante, mas errático nos formatos lin-lin e log-log. No formato log-lin o valor máximo do  $\beta$  estandardizado é atingido pelo T2, decrescendo para tipologias superiores devido ao contributo de maior Área Bruta Privativa.

Verifica-se ainda que contratos mais recentes conduzem a maior valor de Renda. O valor de  $\beta$  (e de  $\beta$  estandardizado) relativo à variável Contrato 06-11 é inferior ao da variável Contrato 01-05 porque a existência de Obras se verifica para contratos mais recentes, devendo o seu contributo ser lido em conjunto com o do Contrato 06-11 (a soma dos respetivos  $\beta$  é superior ao  $\beta$  do Contrato 01-05).

O formato log-lin (Tabela 3), apesar de ter, marginalmente, o menor valor de  $R^2$  Ajustado, é o que apresenta resultados mais consistentes e maior número de variáveis explicativas com significância estatística<sup>12</sup> para um grau de confiança de 95%.

Tabela 4 - Modelo Renda/m<sup>2</sup> em 2011 - Comparação dos  $\beta$  e dos p-value das regressões

Variáveis	Modelo Renda / m <sup>2</sup>								
	$\beta$			$\beta$ estandardizado			P-value		
	lin-lin	log-lin	log-log	lin-lin	log-lin	log-log	lin-lin	log-lin	log-log
Intercept	6,341	1,676	2,933				0,000	0,000	0,000
Área Bruta Privativa	-0,013	-0,001	-0,202	-0,282	-0,228	-0,319	0,014	0,050	0,009
T1	1,177	0,133	0,174	0,253	0,200	0,263	0,020	0,068	0,021
T2	0,320	0,034	0,121	0,069	0,052	0,184	0,555	0,663	0,183
T3	-0,035	-0,023	0,100	-0,007	-0,031	0,133	0,956	0,802	0,368
T4	0,535	0,049	0,183	0,088	0,057	0,212	0,484	0,656	0,157
>=T5	0,825	0,038	0,138	0,091	0,029	0,106	0,444	0,806	0,390
Coeficiente Localização	0,622	0,109	0,283	0,070	0,087	0,085	0,167	0,093	0,089
Idade	-0,023	-0,003	-0,191	-0,240	-0,229	-0,284	0,000	0,000	0,000
Contrato 96-00	0,658	0,140	0,144	0,074	0,111	0,114	0,272	0,106	0,091
Contrato 01-05	1,484	0,254	0,254	0,235	0,283	0,282	0,005	0,001	0,001
Contrato 06-11	0,740	0,179	0,189	0,151	0,256	0,270	0,143	0,014	0,009
Obras	0,948	0,132	0,132	0,221	0,216	0,217	0,001	0,001	0,001

<sup>12</sup>p-value inferior a 0,05





No Modelo de Renda/m<sup>2</sup> 2011 (Tabela 4) o termo constante é sempre positivo. Os sinais dos  $\beta$  são em geral positivos, com exceção da Área Bruta Privativa e da Idade, correspondendo também ao esperado. O sinal negativo dos  $\beta$  para o T3 (formatos lin-lin e log-lin) corresponde ao valor mínimo do contributo dessa variável, que tem também neste modelo um comportamento errático.

A Área Bruta Privativa tem agora muito menor peso na explicação do valor da Renda/m<sup>2</sup>, com um contributo semelhante ao da Idade, e o Coeficiente de Localização tem igualmente o menor contributo. Este resultado confirma a menor importância da área porque o seu valor está já incluído na definição da variável independente (Renda/m<sup>2</sup>).

O contributo da Tipologia é neste modelo percentualmente mais importante em relação à Área Bruta Privativa, mas permanece errático. O valor máximo do  $\beta$  standardizado é atingido pelo T1, decrescendo para tipologias superiores devido ao contributo de maior Área Bruta Privativa. A noção geral de que as tipologias superiores reduzem o valor da Renda/m<sup>2</sup> não é confirmada pelos valores dos  $\beta$  standardizados da Tipologia, cujos mínimos ocorrem para os T3 nos formatos lin-lin e log-lin e para os T5 ou superiores no formato log-log.

Os valores dos  $\beta$  relativos às datas de celebração dos contratos e às Obras têm um comportamento semelhante ao do Modelo de Renda.

Em termos estatísticos, a comparação entre o modelo linear e os dois modelos logarítmicos (Tabelas 3 e 4) fez-se através do teste Box-Cox<sup>13</sup>, podendo-se concluir pela rejeição da indiferença entre os modelos, quer para o Modelo Renda, quer para o Modelo Renda/m<sup>2</sup>. Os resultados, em termos de valores de SSR, recomendariam a adoção do modelo linear. Porém, o maior erro padrão dos modelos lin-lin não permite uma opção clara por estes modelos. Por outro lado, como não se pretende apenas estudar o poder explicativo do Modelo Hedónico, mas sim calcular um índice de rendas com base num modelo com a menor variância possível, não se seguirá esta recomendação. De facto, como a literatura da especialidade refere o cálculo dos índices de preços com a variável dependente no formato logarítmico, os formatos lin-lin não serão considerados para esse efeito.

Comparando os melhores resultados de ambos os modelos (Tabelas 2, 3 e 4), verifica-se que o Modelo Renda 2011 no formato log-lin é, claramente, o que apresenta melhor poder explicativo da variável dependente e maior número de variáveis explicativas com significância estatística, pelo que o esforço de cálculo a seguir desenvolvido incidirá principalmente sobre este modelo.

Neste contexto, importa agora avaliar qual a melhor especificação para as variáveis independentes.

---

<sup>13</sup>Teste usado para comparação entre dois modelos com o mesmo número de variáveis explicativas em que pelo menos a variável dependente sofre uma transformação logarítmica

Assim, no Modelo Renda 2011 log-lin foram analisadas duas variantes (Tabelas 5 e 6), substituindo-se a variável Idade por  $Idade^2$  e por  $Idade + Idade^2$ , obtendo-se regressões com poder explicativo semelhante (Tabela 5).

Tabela 5 - Variantes do Modelo Renda em 2011 - Comparação da estatística das regressões

Formato log-lin Estatística da Regressão	Modelo Renda		
	Idade	$Idade^2$	$Ida + Ida^2$
Multiple R	0,825	0,820	0,826
R Square	0,680	0,672	0,683
Adjusted R Square	0,667	0,659	0,669
Standard Error	0,253	0,256	0,252
Observations	304	304	304

Tabela 6 - Variantes do Modelo Renda em 2011 - Comparação dos  $\beta$  e dos p-value das regressões

Variáveis	Modelo Renda (formato log-lin)								
	$\beta$			$\beta$ estandardizado			P-value		
	Idade	$Idade^2$	$Ida + Ida^2$	Idade	$Idade^2$	$Ida + Ida^2$	Idade	$Idade^2$	$Ida + Ida^2$
Intercept	4,928	4,757	5,037				0,000	0,000	0,000
Área Bruta Privativa	0,007	0,007	0,007	0,710	0,709	0,699	0,000	0,000	0,000
T1	0,349	0,351	0,353	0,358	0,360	0,362	0,000	0,000	0,000
T2	0,425	0,426	0,430	0,439	0,439	0,444	0,000	0,000	0,000
T3	0,464	0,445	0,483	0,420	0,402	0,436	0,000	0,000	0,000
T4	0,528	0,505	0,549	0,416	0,398	0,433	0,000	0,000	0,000
$\geq T5$	0,355	0,333	0,365	0,186	0,175	0,191	0,029	0,042	0,024
Coeficiente Localização	0,133	0,155	0,127	0,072	0,084	0,069	0,049	0,022	0,059
Idade	-0,004		-0,007	-0,176		-0,357	0,000		0,002
$Idade^2$		0,000	0,000		-0,137	0,188		0,001	0,088
Contrato 96-00	0,150	0,156	0,156	0,081	0,084	0,084	0,095	0,086	0,082
Contrato 01-05	0,293	0,306	0,293	0,221	0,231	0,221	0,000	0,000	0,000
Contrato 06-11	0,193	0,192	0,201	0,187	0,187	0,195	0,011	0,012	0,008
Obras	0,150	0,150	0,150	0,168	0,167	0,167	0,000	0,001	0,000

Os valores dos  $\beta$  são semelhantes nos três modelos (Tabela 6), com exceção da Idade, devido à diferente especificação desta variável. Como espectável, a introdução da  $Idade^2$  faz diminuir o respetivo valor absoluto de  $\beta$  (de -0,176 para -0,137) e a introdução das duas variáveis ( $Idade + Idade^2$ ) no mesmo modelo faz aumentar o valor absoluto de  $\beta$  (para -0,357) para compensar o valor positivo do  $\beta$  da  $Idade^2$ .

O modelo com  $Idade + Idade^2$  tem o menor número de variáveis explicativas com significância estatística, apesar de ter o maior valor de  $R^2$  Ajustado.

Para avaliar a mais-valia da adição desta nova variável foi realizado o teste  $F^{14}$ , para comparar o modelo com  $Idade + Idade^2$  com os modelos  $Idade$  e  $Idade^2$  (com menos uma variável), tendo-se concluído pela aceitação da nulidade do parâmetro  $\beta$  suprimido, o que qualifica os modelos com menos variáveis ( $Idade$  e  $Idade^2$ ), como a melhor especificação das variáveis independentes para traduzir o comportamento da variável dependente.

<sup>14</sup>Teste à nulidade dos parâmetros  $\beta$ , usando a distribuição F Snedecor por comparação entre valores observados e valores críticos que determinam a rejeição (ou não) da hipótese nula

Como os modelos com Idade e Idade<sup>2</sup> são muito semelhantes, ficou estabilizado, nesta fase, o modelo completo com as doze variáveis independentes acima identificadas (com a variável Idade), sem prejuízo de vir a ser efetuado o cálculo do índice de rendas, também para as duas variantes.

Importa seguidamente avaliar se um modelo com menor número de variáveis não terá maior poder explicativo do valor da Renda e, simultaneamente, menor variância da regressão. Para esse efeito apresenta-se a matriz de correlação entre as variáveis do modelo completo (Tabela 7), que confirma a forte correlação entre a Área Bruta Privativa e as Tipologias, sendo negativa para os T1 e T2 e positiva para as tipologias superiores.

Tabela 7 - Matriz de correlação das variáveis independentes – 304 apartamentos

Variável (formato lin)	Área Bruta Privativa	T1	T2	T3	T4	>=T5	Coefficiente Localização (SIGIM I)	Idade	Contrato 96-00	Contrato 01-05	Contrato 06-11	Obras
Área Bruta Privativa	1											
T1	-0,516	1										
T2	-0,175	-0,394	1									
T3	0,177	-0,306	-0,311	1								
T4	0,451	-0,249	-0,254	-0,196	1							
>=T5	0,607	-0,152	-0,154	-0,119	-0,097	1						
Coefficiente Localização	0,154	0,066	-0,193	-0,049	0,167	0,076	1					
Idade	0,442	-0,273	-0,167	0,189	0,217	0,293	-0,130	1				
Contrato 96-00	-0,094	0,030	-0,005	-0,053	-0,020	-0,061	-0,018	-0,104	1			
Contrato 01-05	0,061	-0,080	0,047	0,016	-0,007	-0,005	-0,106	-0,112	-0,095	1		
Contrato 06-11	-0,047	0,054	0,027	-0,020	-0,046	0,035	0,148	0,065	-0,450	-0,678	1	
Obras	-0,093	0,030	0,086	-0,019	-0,014	-0,100	0,071	0,031	-0,315	-0,475	0,699	1

Também se confirma nesta amostra, que os apartamentos mais antigos têm maior Área Bruta Privativa. Os contratos 2006-2011 evidenciam forte correlação positiva com as Obras, porque estas foram realizadas, predominantemente nesse período, o que justifica também a correlação negativa com os contratos celebrados nos períodos anteriores (1996-2000 e 2001-2005).

Considerando as correlações evidenciadas, foram ainda analisados, de forma separada, para o Modelo Renda 2011 log-lin, os seguintes modelos alternativos (Tabelas 8 e 9):

1. Supressão da Tipologia (modelo com 7 variáveis explicativas);
2. Supressão da Tipologia e das Obras (modelo com 6 variáveis explicativas);
3. Supressão da Tipologia, das Obras e da Data de Celebração do Contrato (modelo com 3 variáveis explicativas).

Os resultados evidenciam que à medida que se reduz o número de variáveis explicativas o valor de R<sup>2</sup> Ajustado diminui, o valor do erro padrão aumenta, embora em ambos os casos tais variações não sejam significativas (Tabela 8).



Analisando os parâmetros da regressão (Tabela 9) verifica-se que a Área Bruta Privativa mantém, destacadamente, o maior contributo para a explicação do valor da Renda e o Coeficiente de Localização mantém igualmente o menor contributo.

Tabela 8 - Modelos Renda 2011 log-lin com supressão de variáveis – Comparação da estatística das regressões

Formato log-lin	Modelo Renda			
Estatística da Regressão	Completo	Sem tip	S' tip e obr	3 var Ind
Multiple R	0,825	0,797	0,784	0,763
R Square	0,680	0,635	0,615	0,582
Adjusted R Square	0,667	0,626	0,607	0,578
Standard Error	0,253	0,268	0,275	0,285
Observations	304	304	304	304

Tabela 9 - Modelos Renda 2011 log-lin com supressão de variáveis - Comparação dos  $\beta$  e dos p-value das regressões

Variáveis	Modelo Renda com supressão de variáveis (formato log-lin)											
	Completo	Sem tip	S' tip e obr	3 Var Ind	Completo	Sem tip	S' tip e obr	3 Var Ind	Completo	Sem tip	S' tip e obr	3 Var Ind
	$\beta$				$\beta$ estandardizado				P-value			
Intercept	4,928	5,340	5,370	5,529					0,000	0,000	0,000	0,000
Área Bruta Privativa	0,007	0,008	0,008	0,008	0,710	0,829	0,817	0,807	0,000	0,000	0,000	0,000
T1	0,349				0,358				0,000			
T2	0,425				0,439				0,000			
T3	0,464				0,420				0,000			
T4	0,528				0,416				0,000			
>=T5	0,355				0,186				0,029			
Coeficiente Localização	0,133	0,101	0,093	0,135	0,072	0,055	0,050	0,073	0,049	0,144	0,188	0,060
Idade	-0,004	-0,004	-0,004	-0,004	-0,176	-0,183	-0,181	-0,182	0,000	0,000	0,000	0,000
Contrato 96-00	0,150	0,089	0,087		0,081	0,048	0,047		0,095	0,342	0,368	0,000
Contrato 01-05	0,293	0,254	0,254		0,221	0,192	0,192		0,000	0,002	0,003	
Contrato 06-11	0,193	0,155	0,296		0,187	0,150	0,288		0,011	0,051	0,000	
Obras	0,150	0,178			0,168	0,198			0,000	0,000		

Em termos estatísticos, a comparação entre o modelo completo e os modelos com variáveis suprimidas fez-se através do teste F, tendo-se concluído pela rejeição da nulidade dos parâmetros  $\beta$  suprimidos, o que qualifica o modelo completo como a melhor especificação das variáveis independentes para traduzir o comportamento da variável dependente.

Face à análise que antecede, à partida, o modelo completo parece ser aquele que apresenta maiores virtudes. No entanto considera-se prudente não excluir nesta fase os modelos com supressão de variáveis, porquanto quer o Ano de Celebração do Contrato, quer as Obras, acabam por constituir variáveis que justificam o valor da renda ao longo do tempo, podendo-se considerar que elas próprias serão “variáveis temporais”. Para avaliar o comportamento destas variáveis e a sua interação com as dummies temporais do modelo hedónico com as observações desde 1991 a 2011, serão utilizados também os modelos com supressão de variáveis.

Neste contexto, para o cálculo do índice, serão utilizados os seguintes 15 modelos hedónicos:

- Renda e Renda/ $m^2$  (4 modelos completos com Idade) – formato log-lin e log-log;
- Renda (3 modelos com Idade e supressão de variáveis) – formato log-lin;

- Renda (modelo completo com  $Idade^2$  e 3 modelos com supressão de variáveis – formato log-lin;
- Renda (modelo completo com  $Idade + Idade^2$  e 3 modelos com supressão de variáveis) – formato log-lin.

Optou-se então pela construção de modelo hedónicos incorporando todas as 2858 observações disponíveis desde 1991 a 2011, através do estabelecimento de uma dummy temporal que sinaliza o ano de ocorrência do valor da renda. Ao modelo hedónico completo de 12 variáveis explicativas já estabelecido pelas equações 4 e 5, acrescem 20 variáveis dummy temporais, em que o ano de 1991 é o ano base da regressão e, conseqüentemente, o ano base do cálculo do índice.

A título exemplificativo, apresentam-se seguidamente as especificações usadas pelos modelos completos (Renda e Renda/ $m^2$ ), incluindo a variável  $Idade$  e no formato log-lin. Os restantes modelos, com a variável  $Idade^2$  e  $Idade + Idade^2$  são obtidos mediante adaptações correspondentes.

Assim, o Modelo Hedónico da Renda, na sua versão completa e no formato log-lin, tem a seguinte especificação:

$$\begin{aligned} \ln Renda = & \alpha + \beta_1 \text{Área Bruta Privativa} + \beta_2 T1 + \beta_3 T2 + \beta_4 T3 + \beta_5 T4 + \beta_6 \geq T5 + \\ & + \beta_7 \text{Coeficiente de Localização} + \beta_8 Idade + \beta_9 \text{Contrato 1996-2000} + \\ & + \beta_{10} \text{Contrato 2001-2005} + \beta_{11} \text{Contrato 2006-2011} + \beta_{12} \text{Obras} + \beta_{13} 1992 + \\ & + \beta_{14} 1993 + \beta_{15} 1994 + \beta_{16} 1995 + \beta_{17} 1996 + \beta_{18} 1997 + \beta_{19} 1998 + \beta_{20} 1999 + \\ & + \beta_{21} 2000 + \beta_{22} 2001 + \beta_{23} 2002 + \beta_{24} 2003 + \beta_{25} 2004 + \beta_{26} 2005 + \beta_{27} 2006 + \\ & + \beta_{28} 2007 + \beta_{29} 2008 + \beta_{30} 2009 + \beta_{31} 2010 + \beta_{32} 2011 \end{aligned} \quad (6)$$

Da mesma forma, o Modelo Hedónico da Renda /  $m^2$ , na sua versão completa e no formato log-lin, tem a seguinte formulação:

$$\begin{aligned} \ln Renda/m^2 = & \alpha + \beta_1 \text{Área Bruta Privativa} + \beta_2 T1 + \beta_3 T2 + \beta_4 T3 + \beta_5 T4 + \beta_6 \geq T5 + \\ & + \beta_7 \text{Coeficiente de Localização} + \beta_8 Idade + \beta_9 \text{Contrato 1996-2000} + \\ & + \beta_{10} \text{Contrato 2001-2005} + \beta_{11} \text{Contrato 2006-2011} + \beta_{12} \text{Obras} + \beta_{13} 1992 + \\ & + \beta_{14} 1993 + \beta_{15} 1994 + \beta_{16} 1995 + \beta_{17} 1996 + \beta_{18} 1997 + \beta_{19} 1998 + \beta_{20} 1999 + \\ & + \beta_{21} 2000 + \beta_{22} 2001 + \beta_{23} 2002 + \beta_{24} 2003 + \beta_{25} 2004 + \beta_{26} 2005 + \beta_{27} 2006 + \\ & + \beta_{28} 2007 + \beta_{29} 2008 + \beta_{30} 2009 + \beta_{31} 2010 + \beta_{32} 2011 \end{aligned} \quad (7)$$

Resulta assim que os últimos 20  $\beta$  ( $\beta_{13}$  a  $\beta_{32}$ ) representam o valor acumulado do logaritmo do índice de preços no respetivo ano, conforme decorre da explicação efetuada no Capítulo 3.

## 6. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Os resultados apresentados seguidamente dizem respeito aos cálculos efetuados de acordo com a metodologia definida no capítulo anterior. Tais resultados são posteriormente comparados com as medidas de tendência central (média e mediana da amostra considerando a renda/m<sup>2</sup>), com os índices de atualização de rendas e de preços da habitação, com os índices de rentabilidade de investimentos alternativos (PSI 20, PSI Geral e Obrigações do Tesouro a 10 anos) e com alguns indicadores macroeconómicos (Crescimento do Produto Interno Bruto e Índice de Preços no Consumidor).

### 6.1 Modelo de Rendas Repetidas

A regressão deste modelo conduziu a um valor de R<sup>2</sup> Ajustado de 0,079, que representa a proporção da variação da variável dependente na origem, explicada pela regressão. Este valor não pode ser comparado com os valores de R<sup>2</sup> Ajustado das regressões com termo constante. A Tabela 10 apresenta os valores de  $\beta$  obtidos e os índices correspondentes.

Tabela 10 - Modelo de Rendas Repetidas – Índices de Rendas

Ano	Modelo de Rendas Repetidas			
	$\beta$	p-value	EXP( $\beta$ )	Índice
1991				100,00
1992	0,108	0,000	1,114	111,42
1993	0,189	0,000	1,208	120,76
1994	0,250	0,000	1,284	128,40
1995	0,302	0,000	1,353	135,25
1996	0,339	0,000	1,403	140,30
1997	0,366	0,000	1,441	144,13
1998	0,389	0,000	1,476	147,59
1999	0,411	0,000	1,509	150,87
2000	0,439	0,000	1,551	155,07
2001	0,462	0,000	1,588	158,76
2002	0,504	0,000	1,655	165,53
2003	0,539	0,000	1,714	171,42
2004	0,573	0,000	1,774	177,36
2005	0,578	0,000	1,782	178,23
2006	0,580	0,000	1,785	178,52
2007	0,572	0,000	1,771	177,10
2008	0,588	0,000	1,801	180,11
2009	0,611	0,000	1,842	184,21
2010	0,622	0,000	1,863	186,33
2011	0,637	0,000	1,890	189,03

### 6.2 Modelo Hedónico

Em conformidade com a metodologia apresentada no Capítulo 5, os resultados dos 15 modelos hedónicos serão sintetizados nas Tabelas 11 a 14). Assim, a Tabela 11 apresenta os resultados da regressão do Modelo Completo de Renda e de Renda/m<sup>2</sup> nos formatos log-lin e log-log e os índices correspondentes.

Tabela 11 - Modelo Hedónico Completo de Renda e de Renda/m<sup>2</sup> – Índices de Rendas

Modelo	Hedónico Completo - Renda								Hedónico Completo - Renda / m²							
Formato	log-lin				log-log				log-lin				log-log			
R2 Ajustado	0,648				0,676				0,471				0,478			
Variável / Ano	β	p-value	EXP(β)	Índice	β	p-value	EXP(β)	Índice	β	p-value	EXP(β)	Índice	β	p-value	EXP(β)	Índice
Constante	4,196	0,000			2,081	0,000			0,914	0,000			2,081	0,000		
Área Bruta Privativa	0,007	0,000			0,877	0,000			-0,001	0,018			-0,123	0,000		
T1	0,369	0,000			0,182	0,000			0,151	0,000			0,184	0,000		
T2	0,474	0,000			0,130	0,000			0,074	0,010			0,132	0,000		
T3	0,457	0,000			0,035	0,411			-0,050	0,140			0,036	0,390		
T4	0,541	0,000			0,131	0,008			0,031	0,438			0,133	0,007		
>=T5	0,283	0,000			0,001	0,992			-0,048	0,426			0,003	0,960		
Coefficiente Localização	0,265	0,000			0,628	0,000			0,232	0,000			0,627	0,000		
Idade	-0,005	0,000			-0,256	0,000			-0,005	0,000			-0,257	0,000		
Contrato 96-00	0,256	0,000			0,258	0,000			0,254	0,000			0,258	0,000		
Contrato 01-05	0,330	0,000			0,318	0,000			0,311	0,000			0,318	0,000		
Contrato 06-11	0,252	0,000			0,270	0,000			0,252	0,000			0,270	0,000		
Obras	0,088	0,000			0,068	0,002			0,073	0,001			0,069	0,002		
1991				100,000				100,000				100,000				100,000
1992	-0,069	0,666	0,933	93,294	-0,058	0,707	0,944	94,373	-0,039	0,799	0,961	96,128	-0,057	0,713	0,945	94,478
1993	-0,079	0,600	0,924	92,396	-0,069	0,635	0,934	93,370	-0,058	0,690	0,944	94,356	-0,067	0,643	0,935	93,521
1994	0,013	0,926	1,013	101,336	0,012	0,928	1,012	101,233	0,027	0,842	1,028	102,770	0,017	0,901	1,017	101,705
1995	0,093	0,500	1,098	109,785	0,079	0,552	1,082	108,220	0,099	0,460	1,104	110,371	0,082	0,538	1,085	108,517
1996	0,184	0,171	1,202	120,237	0,165	0,201	1,179	117,927	0,188	0,148	1,207	120,704	0,168	0,193	1,183	118,315
1997	0,224	0,092	1,251	125,142	0,203	0,111	1,225	122,542	0,226	0,079	1,253	125,328	0,206	0,106	1,229	122,932
1998	0,201	0,126	1,223	122,293	0,180	0,154	1,197	119,737	0,201	0,113	1,223	122,324	0,183	0,146	1,201	120,133
1999	0,206	0,115	1,229	122,850	0,188	0,133	1,207	120,742	0,209	0,098	1,233	123,256	0,192	0,125	1,212	121,188
2000	0,248	0,055	1,282	128,198	0,235	0,059	1,264	126,443	0,253	0,043	1,288	128,819	0,238	0,055	1,269	126,895
2001	0,278	0,030	1,321	132,087	0,260	0,035	1,297	129,679	0,280	0,024	1,323	132,257	0,264	0,032	1,302	130,193
2002	0,315	0,014	1,371	137,067	0,305	0,013	1,357	135,694	0,325	0,009	1,384	138,364	0,308	0,012	1,361	136,100
2003	0,339	0,008	1,404	140,359	0,332	0,007	1,393	139,334	0,352	0,004	1,422	142,188	0,335	0,006	1,398	139,773
2004	0,373	0,003	1,452	145,168	0,369	0,003	1,446	144,617	0,388	0,002	1,473	147,336	0,372	0,002	1,451	145,099
2005	0,375	0,003	1,455	145,499	0,372	0,002	1,450	145,011	0,390	0,002	1,476	147,646	0,375	0,002	1,455	145,508
2006	0,385	0,002	1,470	147,034	0,379	0,002	1,461	146,124	0,399	0,001	1,491	149,056	0,383	0,002	1,467	146,655
2007	0,380	0,003	1,463	146,269	0,370	0,002	1,448	144,819	0,392	0,001	1,479	147,923	0,374	0,002	1,453	145,328
2008	0,382	0,003	1,466	146,580	0,372	0,002	1,451	145,109	0,393	0,001	1,482	148,167	0,375	0,002	1,455	145,538
2009	0,396	0,002	1,486	148,581	0,386	0,002	1,470	147,040	0,407	0,001	1,502	150,215	0,388	0,002	1,475	147,463
2010	0,407	0,001	1,502	150,209	0,397	0,001	1,487	148,736	0,418	0,001	1,519	151,906	0,400	0,001	1,491	149,148
2011	0,415	0,001	1,514	151,449	0,406	0,001	1,500	150,042	0,427	0,001	1,532	153,227	0,408	0,001	1,504	150,435

Tal como verificado para os Modelos de Renda de 2011 (Capítulo 5), o Modelo de Renda mantém o melhor desempenho relativamente ao Modelo de Renda/m<sup>2</sup>, mas os índices obtidos nos modelos têm valores muito semelhantes (Tabela 11).

Verifica-se ainda que em todos os modelos, o maior número de observações dos anos mais recentes permite que as respetivas dummies temporais tenham significância estatística, o que não acontece nos anos de 1992 a 2000. Este resultado, conjugado com o reduzido número de observações nos primeiros anos pode conduzir à necessidade de rever o ano de início do cálculo do índice, situação que será adiante analisada.

O Modelo de Renda no formato log-lin é o único em que todos os β das variáveis hedónicas F<sup>15</sup> têm significância estatística, confirmando a opção metodológica de explorar este formato com as variáveis Idade, Idade<sup>2</sup> e Idade + Idade<sup>2</sup>, com supressão de variáveis hedónicas, e cujos resultados são apresentados nas Tabelas 12, 13 e 14.

<sup>15</sup>Variáveis independentes que não são dummies temporais

Tabela 12 - Modelo Hedónico de Renda com supressão de variáveis (com Idade) – Índices de Rendas

Modelo Hedônico Renda - Formato log-lin - com supressão de variáveis (com Idade)																
Formato	Completo				Sem Tipologia				Sem Tipologia e sem Obras				Com Área, Localização e Idade			
R2 Ajustado	0,648				0,600				0,597				0,569			
Variável / Ano	β	p-value	EXP (β)	Índice	β	p-value	EXP (β)	Índice	β	p-value	EXP (β)	Índice	β	p-value	EXP (β)	Índice
Constante	4,196	0,000			4,652	0,000			4,650	0,000			4,592	0,000		
Área Bruta Privativa	0,007	0,000			0,008	0,000			0,008	0,000			0,008	0,000		
T1	0,369	0,000														
T2	0,474	0,000														
T3	0,457	0,000														
T4	0,541	0,000														
>=T5	0,283	0,000														
Coefficiente Localização	0,265	0,000			0,227	0,000			0,228	0,000			0,269	0,000		
Idade	-0,005	0,000			-0,006	0,000			-0,006	0,000			-0,007	0,000		
Contrato 96-00	0,256	0,000			0,217	0,000			0,217	0,000						
Contrato 01-05	0,330	0,000			0,304	0,000			0,306	0,000						
Contrato 06-11	0,252	0,000			0,226	0,000			0,277	0,000						
Obras	0,088	0,000			0,113	0,000										
1991				100,000				100,000				100,000				100,000
1992	-0,069	0,666	0,933	93,294	-0,040	0,814	0,960	96,042	-0,041	0,813	0,960	96,011	-0,040	0,821	0,961	96,053
1993	-0,079	0,600	0,924	92,396	-0,038	0,813	0,963	96,268	-0,038	0,813	0,963	96,254	-0,038	0,821	0,963	96,309
1994	0,013	0,926	1,013	101,336	0,065	0,668	1,067	106,695	0,065	0,670	1,067	106,674	0,064	0,681	1,067	106,655
1995	0,093	0,500	1,098	109,785	0,131	0,373	1,140	114,018	0,131	0,375	1,140	113,992	0,131	0,391	1,140	113,996
1996	0,184	0,171	1,202	120,237	0,206	0,150	1,229	122,904	0,206	0,152	1,228	122,848	0,263	0,076	1,301	130,131
1997	0,224	0,092	1,251	125,142	0,257	0,070	1,293	129,283	0,256	0,071	1,292	129,216	0,338	0,021	1,402	140,217
1998	0,201	0,126	1,223	122,293	0,236	0,093	1,266	126,565	0,235	0,095	1,265	126,480	0,338	0,020	1,402	140,198
1999	0,206	0,115	1,229	122,850	0,249	0,073	1,283	128,303	0,248	0,075	1,282	128,202	0,370	0,010	1,448	144,813
2000	0,248	0,055	1,282	128,198	0,294	0,033	1,342	134,175	0,293	0,034	1,340	134,042	0,437	0,002	1,549	154,881
2001	0,278	0,030	1,321	132,087	0,322	0,019	1,379	137,921	0,320	0,020	1,377	137,745	0,501	0,000	1,650	164,969
2002	0,315	0,014	1,371	137,067	0,360	0,008	1,433	143,338	0,359	0,009	1,431	143,149	0,553	0,000	1,738	173,800
2003	0,339	0,008	1,404	140,359	0,383	0,005	1,466	146,641	0,381	0,005	1,464	146,418	0,594	0,000	1,811	181,077
2004	0,373	0,003	1,452	145,168	0,417	0,002	1,517	151,746	0,415	0,002	1,515	151,491	0,644	0,000	1,905	190,456
2005	0,375	0,003	1,455	145,499	0,420	0,002	1,522	152,207	0,418	0,002	1,519	151,947	0,653	0,000	1,922	192,177
2006	0,385	0,002	1,470	147,034	0,429	0,002	1,535	153,504	0,417	0,002	1,517	151,667	0,655	0,000	1,925	192,537
2007	0,380	0,003	1,463	146,269	0,423	0,002	1,526	152,645	0,403	0,003	1,497	149,701	0,641	0,000	1,899	189,931
2008	0,382	0,003	1,466	146,580	0,423	0,002	1,526	152,590	0,416	0,002	1,516	151,550	0,656	0,000	1,928	192,779
2009	0,396	0,002	1,486	148,581	0,431	0,001	1,539	153,944	0,443	0,001	1,557	155,673	0,686	0,000	1,986	198,600
2010	0,407	0,001	1,502	150,209	0,440	0,001	1,553	155,258	0,461	0,001	1,585	158,543	0,706	0,000	2,025	202,543
2011	0,415	0,001	1,514	151,449	0,448	0,001	1,566	156,561	0,478	0,000	1,612	161,219	0,727	0,000	2,068	206,796

Comparando os resultados das Tabelas 12, 13 e 14, verifica-se que:

- O valor de  $R^2$  Ajustado é muito semelhante nos modelos homólogos e diminui ligeiramente com a supressão de variáveis hedónicas;
- As variáveis hedónicas têm o comportamento esperado e em consonância com os resultados obtidos para os modelos de Renda 2011 (Capítulo 5).
- Todas as variáveis hedónicas têm significância estatística nos modelos com Idade e Idade<sup>2</sup> e no modelo com Idade + Idade<sup>2</sup> a variável Idade<sup>2</sup> só tem significância estatística para o modelo com 4 variáveis hedónicas;
- O número de variáveis dummy temporais com significância estatística aumenta com a supressão de variáveis, atingindo o seu máximo no modelo com e Idade<sup>2</sup> e com 3 variáveis hedónicas (Tabela 13);
- Os modelos com Idade<sup>2</sup> conduzem a índices ligeiramente superiores;

- O maior crescimento do índice de rendas verifica-se quando se passa para o modelo com a supressão das variáveis que sinalizam as datas de celebração dos contratos, o que denota a “concorrência” que estas variáveis fazem às dummies temporais.

Tabela 13 - Modelo Hedónico de Renda com supressão de variáveis (com Idade<sup>2</sup>) – Índices de Rendas

Modelo Hedónico Renda - Formato log-lin - com supressão de variáveis (com Idade <sup>2</sup> )																
Formato	Completo				Sem Tipologia				Sem Tipologia e sem Obras				Com Área, Localização e Idade <sup>2</sup>			
R2 Ajustado	0,640				0,595				0,592				0,565			
Variável / Ano	β	p-value	EXP(β)	Índice	β	p-value	EXP(β)	Índice	β	p-value	EXP(β)	Índice	β	p-value	EXP(β)	Índice
Constante	3,937	0,000			4,406	0,000			4,405	0,000			4,326	0,000		
Área Bruta Privativa	0,007	0,000			0,008	0,000			0,008	0,000			0,008	0,000		
T1	0,372	0,000														
T2	0,479	0,000														
T3	0,432	0,000														
T4	0,507	0,000														
>=T5	0,270	0,000														
Coefficiente Localização	0,286	0,000			0,242	0,000			0,244	0,000			0,284	0,000		
Idade <sup>2</sup>	0,000	0,000			0,000	0,000			0,000	0,000			0,000	0,000		
Contrato 96-00	0,263	0,000			0,222	0,000			0,223	0,000						
Contrato 01-05	0,333	0,000			0,307	0,000			0,308	0,000						
Contrato 06-11	0,240	0,000			0,214	0,000			0,265	0,000						
Obras	0,089	0,000			0,114	0,000										
1991				100,000				100,000				100,000				100,000
1992	-0,053	0,746	0,949	94,865	-0,025	0,885	0,975	97,540	-0,025	0,884	0,975	97,501	-0,023	0,899	0,977	97,749
1993	-0,056	0,714	0,946	94,579	-0,023	0,885	0,977	97,696	-0,023	0,885	0,977	97,678	-0,022	0,897	0,979	97,862
1994	0,037	0,794	1,038	103,818	0,076	0,616	1,079	107,941	0,076	0,618	1,079	107,918	0,077	0,625	1,080	108,008
1995	0,127	0,362	1,136	113,583	0,157	0,288	1,170	117,036	0,157	0,291	1,170	116,999	0,160	0,298	1,173	117,344
1996	0,222	0,102	1,249	124,879	0,237	0,100	1,267	126,728	0,236	0,102	1,267	126,659	0,299	0,045	1,348	134,795
1997	0,262	0,051	1,300	129,983	0,286	0,044	1,332	133,163	0,286	0,046	1,331	133,082	0,373	0,011	1,452	145,150
1998	0,239	0,072	1,270	127,035	0,265	0,060	1,303	130,347	0,264	0,062	1,302	130,248	0,373	0,011	1,452	145,186
1999	0,240	0,069	1,271	127,138	0,274	0,050	1,315	131,526	0,273	0,052	1,314	131,413	0,401	0,006	1,493	149,271
2000	0,278	0,033	1,321	132,075	0,316	0,023	1,371	137,112	0,315	0,024	1,370	136,965	0,465	0,001	1,592	159,180
2001	0,308	0,018	1,361	136,082	0,343	0,013	1,409	140,945	0,342	0,013	1,408	140,753	0,528	0,000	1,695	169,503
2002	0,346	0,008	1,413	141,280	0,382	0,005	1,465	146,462	0,380	0,006	1,463	146,257	0,580	0,000	1,785	178,518
2003	0,372	0,004	1,450	144,996	0,406	0,003	1,501	150,127	0,405	0,003	1,499	149,885	0,622	0,000	1,863	186,339
2004	0,403	0,002	1,496	149,620	0,438	0,001	1,549	154,935	0,436	0,001	1,547	154,661	0,670	0,000	1,954	195,373
2005	0,405	0,002	1,499	149,921	0,440	0,001	1,553	155,324	0,439	0,001	1,550	155,047	0,678	0,000	1,970	197,002
2006	0,417	0,001	1,518	151,810	0,451	0,001	1,569	156,929	0,438	0,001	1,550	155,023	0,678	0,000	1,971	197,054
2007	0,414	0,001	1,514	151,355	0,447	0,001	1,564	156,398	0,428	0,002	1,533	153,344	0,665	0,000	1,944	194,379
2008	0,418	0,001	1,518	151,846	0,448	0,001	1,565	156,511	0,441	0,001	1,554	155,424	0,679	0,000	1,972	197,188
2009	0,432	0,001	1,541	154,103	0,458	0,001	1,581	158,104	0,469	0,001	1,599	159,884	0,708	0,000	2,030	202,976
2010	0,444	0,001	1,558	155,825	0,467	0,001	1,595	159,501	0,488	0,000	1,629	162,895	0,727	0,000	2,068	206,850
2011	0,452	0,000	1,571	157,125	0,475	0,001	1,608	160,836	0,505	0,000	1,657	165,654	0,747	0,000	2,110	210,976

Resumindo a análise efetuada, os modelos hedónicos estudados poderão ser agrupados da seguinte forma, em termos de valores do Índice de Rendas no período 1991-2011:

- Aumento de 1,5 a 1,65 vezes nos Modelos de Renda e de Renda/m<sup>2</sup> completos (4 modelos da Tabela 11), e nos Modelos de Renda com supressão de variáveis (Tabelas 12, 13 e 14), com exceção dos 3 modelos com menos variáveis hedónicas (Área, Localização e Idade ou Idade<sup>2</sup> ou Idade + Idade<sup>2</sup>) – total de 12 modelos;
- Aumento de 2,07 a 2,11 vezes nos 3 modelos log-lin com 3 (ou 4) variáveis hedónicas;

Verifica-se ainda o decréscimo do valor do índice nos anos de 1992 e 1993 em todos os modelos hedónicos.



Tabela 14 - Modelo Hedónico de Renda com supressão de variáveis (com Idade + Idade<sup>2</sup>) – Índices de Rendas

Modelo Hedônico Renda - Formato log-lin - com supressão de variáveis (com Idade + Idade <sup>2</sup> )																
Formato	Completo				Sem Tipologia				Sem Tipologia e sem Obras				Com Área, Local, Idade + Idade <sup>2</sup>			
R2 Ajustado	0,648				0,600				0,597				0,570			
Variável / Ano	β	p-value	EXP(β)	Índice	β	p-value	EXP(β)	Índice	β	p-value	EXP(β)	Índice	β	p-value	EXP(β)	Índice
Constante	4,226	0,000			4,608	0,000			4,607	0,000			4,532	0,000		
Área Bruta Privativa	0,007	0,000			0,008	0,000			0,008	0,000			0,008	0,000		
T1	0,370	0,000														
T2	0,475	0,000														
T3	0,460	0,000														
T4	0,546	0,000														
>=T5	0,281	0,000														
Coefficiente Localização	0,264	0,000			0,228	0,000			0,229	0,000			0,270	0,000		
Idade	-0,006	0,000			-0,005	0,000			-0,005	0,000			-0,005	0,000		
Idade <sup>2</sup>	0,000	0,261			0,000	0,086			0,000	0,096			0,000	0,019		
Contrato 96-00	0,258	0,000			0,215	0,000			0,216	0,000						
Contrato 01-05	0,331	0,000			0,303	0,000			0,304	0,000						
Contrato 06-11	0,255	0,000			0,222	0,000			0,273	0,000						
Obras	0,088	0,000			0,113	0,000										
1991				100,000				100,000				100,000				100,000
1992	-0,072	0,652	0,930	93,007	-0,037	0,831	0,964	96,415	-0,037	0,830	0,964	96,373	-0,035	0,845	0,966	96,580
1993	-0,082	0,586	0,921	92,120	-0,035	0,825	0,965	96,521	-0,036	0,825	0,965	96,499	-0,034	0,838	0,967	96,660
1994	0,010	0,943	1,010	101,017	0,067	0,659	1,069	106,912	0,067	0,661	1,069	106,885	0,067	0,668	1,070	106,957
1995	0,088	0,523	1,092	109,234	0,137	0,353	1,146	114,650	0,136	0,356	1,146	114,607	0,139	0,363	1,149	114,884
1996	0,179	0,184	1,196	119,595	0,212	0,138	1,237	123,674	0,212	0,141	1,236	123,598	0,272	0,067	1,312	131,209
1997	0,219	0,100	1,245	124,476	0,263	0,063	1,301	130,055	0,262	0,065	1,300	129,966	0,346	0,018	1,413	141,289
1998	0,196	0,137	1,216	121,642	0,241	0,085	1,273	127,312	0,241	0,087	1,272	127,206	0,345	0,017	1,412	141,230
1999	0,201	0,124	1,222	122,244	0,254	0,067	1,290	128,959	0,253	0,069	1,288	128,839	0,376	0,009	1,457	145,694
2000	0,244	0,060	1,276	127,615	0,299	0,030	1,348	134,814	0,298	0,031	1,347	134,662	0,443	0,002	1,557	155,719
2001	0,274	0,033	1,315	131,473	0,326	0,017	1,386	138,594	0,325	0,018	1,384	138,398	0,506	0,000	1,659	165,865
2002	0,311	0,015	1,364	136,431	0,365	0,008	1,440	144,018	0,363	0,008	1,438	143,809	0,558	0,000	1,747	174,702
2003	0,334	0,009	1,397	139,685	0,388	0,004	1,474	147,372	0,386	0,005	1,471	147,126	0,599	0,000	1,821	182,064
2004	0,368	0,004	1,445	144,524	0,421	0,002	1,524	152,423	0,420	0,002	1,521	152,147	0,649	0,000	1,913	191,342
2005	0,371	0,004	1,449	144,865	0,424	0,002	1,529	152,861	0,423	0,002	1,526	152,582	0,658	0,000	1,930	193,023
2006	0,381	0,003	1,464	146,357	0,433	0,001	1,542	154,209	0,421	0,002	1,523	152,337	0,659	0,000	1,933	193,305
2007	0,375	0,003	1,456	145,552	0,428	0,002	1,534	153,405	0,408	0,003	1,504	150,416	0,645	0,000	1,907	190,680
2008	0,377	0,003	1,458	145,847	0,428	0,002	1,534	153,374	0,421	0,002	1,523	152,304	0,660	0,000	1,935	193,511
2009	0,391	0,002	1,478	147,818	0,437	0,001	1,548	154,774	0,448	0,001	1,565	156,495	0,690	0,000	1,993	199,332
2010	0,402	0,002	1,494	149,441	0,445	0,001	1,561	156,098	0,466	0,001	1,594	159,389	0,709	0,000	2,033	203,251
2011	0,410	0,001	1,507	150,671	0,454	0,001	1,574	157,407	0,483	0,000	1,621	162,084	0,730	0,000	2,075	207,472

### 6.3 Comparação com outros índices

Para aferir da representatividade do índice de rendas repetidas e dos índices hedónicos calculados anteriormente, procedeu-se à sua comparação (índices das Tabelas 10 e 12) com os valores das medidas de tendência central (média e mediana do valor da renda/m<sup>2</sup>) e com os índices publicados relativos à habitação (Tabela 15).

O índice de Atualização de Rendas acompanha a inflação e praticamente duplica no período de 21 anos deste estudo. O Índice com base na Média é o que mais se aproxima desta variação.

Por outro lado, o Índice de Preços da Habitação é superior ao crescimento das rendas, o que conduz à diminuição das yields ao longo do tempo. A forte valorização dos imóveis não foi acompanhada de igual crescimento das rendas no sector residencial. O Índice com base na Mediana é o que mais se aproxima da valorização verificada no imobiliário residencial.

Tabela 15 - Comparação dos Índices Calculados com as medidas de tendência central e índices publicados

Medidas de Tendência Central, Índices Publicados e Índices de Preços de Arrendamento Calculados										
Ano	Atualização Rendas a)	IPC Portugal a)	Índice Preços Habitação b)	Índice Média renda/m2	Índice Mediana renda/m2	Índice Rendas Repetidas	Índice Hedónico Mod Compl	Índice Hedónico Mod sem Tipologia	Índice Hedónico Mod sem Tipologia e sem Obras	Índice Hedónico Mod com Área Loc e Idade
1991	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
1992	111,50	111,40	110,17	98,05	111,25	111,42	93,29	96,04	96,01	96,05
1993	120,42	121,31	120,00	96,64	120,15	120,76	92,40	96,27	96,25	96,31
1994	128,55	129,20	127,72	103,82	127,21	128,40	101,34	106,70	106,67	106,66
1995	134,33	135,92	133,96	117,02	134,33	135,25	109,78	114,02	113,99	114,00
1996	139,30	141,49	147,85	144,09	189,13	140,30	120,24	122,90	122,85	130,13
1997	143,06	145,88	164,75	154,92	220,61	144,13	125,14	129,28	129,22	140,22
1998	146,36	149,09	171,99	158,69	222,11	147,59	122,29	126,56	126,48	140,20
1999	149,72	153,11	202,09	162,84	230,84	150,87	122,85	128,30	128,20	144,81
2000	153,91	156,63	229,82	173,51	243,46	155,07	128,20	134,18	134,04	154,88
2001	157,30	161,02	242,37	179,66	250,25	158,76	132,09	137,92	137,75	164,97
2002	164,06	168,10	253,82	190,50	257,72	165,53	137,07	143,34	143,15	173,80
2003	169,97	173,99	249,26	200,29	268,86	171,42	140,36	146,64	146,42	181,08
2004	176,26	179,73	278,02	208,05	279,61	177,36	145,17	151,75	151,49	190,46
2005	180,66	183,86	283,51	208,64	280,49	178,23	145,50	152,21	151,95	192,18
2006	184,46	187,91	285,35	207,15	279,98	178,52	147,03	153,50	151,67	192,54
2007	190,18	193,73	287,28	204,75	275,19	177,10	146,27	152,64	149,70	189,93
2008	194,93	198,38	286,45	205,63	278,11	180,11	146,58	152,59	151,55	192,78
2009	200,39	203,54	272,78	209,95	283,25	184,21	148,58	153,94	155,67	198,60
2010	200,39	201,51	268,68	213,40	285,07	186,33	150,21	155,26	158,54	202,54
2011	200,99	204,33	268,16	216,53	289,59	189,03	151,45	156,56	161,22	206,80

Fonte: a) INE; b) Imoeconometrics

O Índice de Rendas Repetidas é sempre crescente em resultado da sua própria construção (rendas sucessivas que são atualizadas anualmente).

Os Índices Hedónicos decrescem ligeiramente nos anos de 1992 e 1993, anos em que se verificou significativo aumento das rendas.

Esta falta de convergência entre os índices decorre da reduzida dimensão da amostra nos anos iniciais, em que qualquer pequena variação das características dos apartamentos da amostra tem impacto relevante e que poderá conduzir a resultados não representativos da realidade que se pretende estudar. Os Índices Hedónicos só “recuperam” em 1996-1997, aproximando-se então dos valores do Índice de Rendas Repetidas.

Os resultados díspares dos índices nos anos iniciais e a sua convergência a partir de 1996 apontam para a necessidade de recalculer o índice com início não em 1991 (amostra reduzida), mas sim em 1996, o que será efetuado seguidamente.

Neste contexto, conclui-se que a melhor representação do crescimento das rendas se situa em valores próximos da duplicação do Índice em 21 anos. Assim, consideram-se elegíveis para a quantificação do Índice de Preços de Arrendamento Residencial na Cidade de Lisboa, o Modelo de Rendas Repetidas e os 3 modelos com menos variáveis hedónicas (Área, Localização e Idade ou Idade<sup>2</sup> ou Idade + Idade<sup>2</sup>), sendo os respetivos valores recalculados com início em 1996 e indicados na Tabela 16.



Tabela 16 - Índices de Preços de Arrendamento Residencial na Cidade de Lisboa – Início 1996

Modelo	Rendas Repetidas				Hedónico Renda - com Área, Localização e Idade...											
Variável	-				Idade				Idade <sup>2</sup>				Idade + Idade <sup>2</sup>			
R2 Ajustado	0,065				0,561				0,556				0,562			
Variável / Ano	β	p-value	EXP (β)	Índice	β	p-value	EXP (β)	Índice	β	p-value	EXP (β)	Índice	β	p-value	EXP (β)	Índice
Constante					4,907	0,000			4,677	0,000			4,855	0,000		
Área Bruta Privativa					0,008	0,000			0,008	0,000			0,008	0,000		
Coefficiente Localização					0,251	0,000			0,266	0,000			0,251	0,000		
Idade					-0,007	0,000							-0,005	0,000		
Idade <sup>2</sup>									0,000	0,000			0,000	0,014		
1996				100,000				100,000				100,000				100,000
1997	0,027	0,075	1,027	102,727	0,075	0,307	1,078	107,768	0,074	0,315	1,077	107,682	0,074	0,312	1,077	107,692
1998	0,051	0,075	1,052	105,196	0,075	0,285	1,078	107,773	0,074	0,292	1,077	107,709	0,074	0,291	1,077	107,660
1999	0,073	0,107	1,075	107,534	0,107	0,111	1,113	111,334	0,102	0,132	1,107	110,739	0,105	0,119	1,111	111,070
2000	0,100	0,175	1,105	110,530	0,175	0,007	1,191	119,105	0,166	0,010	1,181	118,110	0,172	0,007	1,187	118,738
2001	0,124	0,238	1,132	113,159	0,238	0,000	1,268	126,848	0,229	0,000	1,258	125,759	0,235	0,000	1,265	126,461
2002	0,165	0,290	1,180	117,986	0,290	0,000	1,337	133,669	0,281	0,000	1,325	132,480	0,287	0,000	1,332	133,229
2003	0,200	0,331	1,222	122,182	0,331	0,000	1,393	139,254	0,324	0,000	1,383	138,261	0,328	0,000	1,388	138,829
2004	0,234	0,382	1,264	126,414	0,382	0,000	1,465	146,479	0,371	0,000	1,450	144,969	0,378	0,000	1,459	145,911
2005	0,239	0,391	1,270	127,037	0,391	0,000	1,478	147,786	0,380	0,000	1,462	146,160	0,386	0,000	1,472	147,175
2006	0,241	0,392	1,272	127,244	0,392	0,000	1,481	148,057	0,380	0,000	1,462	146,187	0,388	0,000	1,474	147,381
2007	0,233	0,379	1,262	126,230	0,379	0,000	1,460	146,049	0,366	0,000	1,442	144,196	0,374	0,000	1,454	145,375
2008	0,250	0,394	1,284	128,374	0,394	0,000	1,482	148,237	0,380	0,000	1,463	146,278	0,389	0,000	1,475	147,532
2009	0,272	0,423	1,313	131,299	0,423	0,000	1,527	152,723	0,409	0,000	1,506	150,584	0,419	0,000	1,520	151,980
2010	0,284	0,443	1,328	132,808	0,443	0,000	1,558	155,757	0,428	0,000	1,535	153,459	0,438	0,000	1,550	154,969
2011	0,298	0,464	1,347	134,734	0,464	0,000	1,590	159,045	0,448	0,000	1,565	156,536	0,459	0,000	1,582	158,203

Para verificar o comportamento do índice de rendas repetidas e dos índices hedónicos calculados com início em 1996 (Tabela 16), procedeu-se novamente à sua comparação com os valores das medidas de tendência central e com os índices publicados relativos à habitação (Tabela 17).

Tabela 17 - Comparação dos Índices Calculados com as medidas de tendência central e índices publicados – início 1996

Medidas de Tendência Central, Índices Publicados e Índices de Preços de Arrendamento Calculados									
Ano	Atualização Rendas a)	IPC Portugal a)	Índice Preços Habitação b)	Índice Média renda/m2	Índice Mediana renda/m2	Índice Rendas Repetidas	Índice Hedónico Mod Idade	Índice Hedónico Mod Idade <sup>2</sup>	Índice Hedónico Mod Idade + Idade <sup>2</sup>
1996	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
1997	102,70	103,10	111,43	107,52	116,65	102,73	107,77	107,68	107,69
1998	105,06	105,37	116,33	110,13	117,44	105,20	107,77	107,71	107,66
1999	107,48	108,21	136,69	113,02	122,06	107,53	111,33	110,74	111,07
2000	110,49	110,70	155,45	120,42	128,73	110,53	119,10	118,11	118,74
2001	112,92	113,80	163,93	124,69	132,32	113,16	126,85	125,76	126,46
2002	117,77	118,81	171,68	132,21	136,27	117,99	133,67	132,48	133,23
2003	122,01	122,97	168,59	139,00	142,16	122,18	139,25	138,26	138,83
2004	126,53	127,03	188,04	144,39	147,84	126,41	146,48	144,97	145,91
2005	129,69	129,95	191,76	144,80	148,31	127,04	147,79	146,16	147,18
2006	132,42	132,81	193,00	143,77	148,04	127,24	148,06	146,19	147,38
2007	136,52	136,92	194,31	142,10	145,51	126,23	146,05	144,20	145,38
2008	139,93	140,21	193,75	142,72	147,05	128,37	148,24	146,28	147,53
2009	143,85	143,85	184,50	145,71	149,77	131,30	152,72	150,58	151,98
2010	143,85	142,42	181,73	148,10	150,73	132,81	155,76	153,46	154,97
2011	144,28	144,41	181,38	150,28	153,12	134,73	159,05	156,54	158,20

Fonte: a) INE; b) Imoeconometrics

Os 3 Índices Hedónicos têm valores muito semelhantes e o Índice de Rendias Repetidas tem a mesma tendência de crescimento, mas com valores sistematicamente menores, fechando em 2011 com valores 15% inferiores. Esta diferença pode ser explicada pelo facto de os Índices Hedónicos atenderem às características das habitações, e, como tal, constituem uma melhor aproximação à variação do valor da renda.

O Índice de Rendias Repetidas acompanha a Atualização das Rendias até 2004, mas a partir daí cresce menos, fechando em 2011 cerca de 7% abaixo. Face a este resultado este índice fica preterido a favor dos Índices Hedónicos, cujos valores se situam entre a Atualização das Rendias e o Índice de Preços da Habitação.

Os 3 Modelos Hedónicos (Tabela 17) podem constituir uma boa representação do Índice de Preços porque são muito equivalentes. Porém, a pequena diferença nos p-value (Tabela 16) faz eleger o modelo com a variável Idade como aquele que servirá de base ao cálculo do Índice de Preços de Arrendamento Residencial na Cidade de Lisboa.

Com base nesse índice e no Índice de Preços da Habitação foi calculada a rentabilidade do Imobiliário Residencial, apresentando-se na Tabela 18 a comparação com a rentabilidade de investimentos alternativos (ações e obrigações), sem perder de vista alguns indicadores macroeconómicos principais (inflação e PIB).

Tabela 18 - Comparação da rentabilidade de investimentos alternativos – início 1996

Rentabilidade de Investimentos Alternativos e Indicadores Macroeconómicos													
Ano	Índices Imobiliários e Rentabilidades						Rentabilidade Anual de Investimentos (%)				Indicadores - Variação Anual (%)		
	Índice Preços Arrendamento em Lisboa	Índice Preços Habitação b)	Renda Anual (€/m2)	Valorização (Valor de avaliação) (€/ m2)	Yield Renda Anual (%)	Valorização Anual (%)	Imobiliário Residencial (Renda + Valorização)	PSI 20 d)	PSI Geral d)	Obrigações do Tesouro c)	IPC Portugal a)	IPC- Habit, Água, Elet, Gás e Outros Comb a)	PIB Portugal a)
1996	100,00	100,00		1026,03									
1997	107,77	111,43	60,90	1143,33	0,059	0,114	0,174	0,71	0,65	0,06	0,0310	0,0332	0,0848
1998	107,77	116,33	60,90	1193,56	0,053	0,044	0,097	0,25	0,26	0,05	0,0220	0,0413	0,0903
1999	111,33	136,69	62,92	1402,46	0,053	0,175	0,228	0,09	0,13	0,05	0,0270	0,0258	0,0751
2000	119,10	155,45	67,31	1594,92	0,048	0,137	0,185	-0,13	-0,08	0,06	0,0230	0,0146	0,0730
2001	126,85	163,93	71,68	1682,01	0,045	0,055	0,100	-0,25	-0,19	0,05	0,0280	0,0468	0,0561
2002	133,67	171,68	75,54	1761,45	0,045	0,047	0,092	-0,26	-0,21	0,05	0,0440	0,0238	0,0448
2003	139,25	168,59	78,70	1729,82	0,045	-0,018	0,027	0,16	0,17	0,04	0,0350	0,0338	0,0205
2004	146,48	188,04	82,78	1929,40	0,048	0,115	0,163	0,13	0,18	0,04	0,0330	0,0337	0,0406
2005	147,79	191,76	83,52	1967,48	0,043	0,020	0,063	0,13	0,17	0,03	0,0230	0,0431	0,0329
2006	148,06	193,00	83,67	1980,24	0,043	0,006	0,049	0,30	0,33	0,04	0,0220	0,0395	0,0426
2007	146,05	194,31	82,54	1993,66	0,042	0,007	0,048	0,16	0,18	0,04	0,0310	0,0318	0,0564
2008	148,24	193,75	83,77	1987,90	0,042	-0,003	0,039	-0,51	-0,50	0,05	0,0240	0,0368	0,0157
2009	152,72	184,50	86,31	1893,03	0,043	-0,048	-0,004	0,33	0,40	0,04	0,0260	0,0363	-0,0197
2010	155,76	181,73	88,02	1864,58	0,046	-0,015	0,031	-0,10	-0,06	0,05	-0,0100	0,0239	0,0244
2011	159,05	181,38	89,88	1861,00	0,048	-0,002	0,046	-0,28	-0,20	0,10	0,0140	0,0535	-0,0092
Média							0,0892	0,0491	0,0827	0,0508	0,0249	0,0345	0,0419

Fonte: a) INE; b) Imoeconometrics; c) Banco de Portugal; d) Euronext

89,88 €/m2 Valor médio da renda anual dos apartamentos da amostra em 2011

1.861,00 €/m2 Valor médio de avaliação bancária de apartamentos no concelho de Lisboa, em Dezembro de 2011 (INE)

Considerando que a rentabilidade do investimento imobiliário (risco intermédio) se situa, habitualmente, entre a rentabilidade das obrigações (risco baixo) e das ações (risco elevado), os resultados da Tabela 18 são surpreendentes no período 1996-2011.



Assim, a rentabilidade média do Imobiliário Residencial (8,92%) é superior à rentabilidade média das Obrigações do Tesouro (OT) a 10 anos (5,08%) e esta, por sua vez, é ainda superior à rentabilidade do investimento em ações do PSI 20 (4,91%), que revela uma enorme volatilidade, tendo perdido mais de metade do seu valor entre 2007 e 2011. O investimento em ações do PSI Geral proporcionou uma rentabilidade média (8,27%) muito próxima do valor atingido pelo imobiliário residencial.

Por outras palavras, quem investiu em ações do PSI 20 no período 1996-2011, ficou claramente a perder em relação às ações do PSI Geral, bem como em relação aos demais investimentos alternativos. Em termos anuais, o investimento em ações do PSI 20 apenas compensou o risco relativamente às OT nos “anos dourados” da bolsa (1997-1999 e 2003-2007) e em 2009 após a queda de 51% verificada em 2008.

Este comportamento atípico decorre do resgate financeiro de Portugal em 2011, que arrastou a queda da bolsa e a elevada subida da taxa de juro das OT a 10 anos. As rendas do imobiliário residencial revelaram uma boa proteção da inflação, com ganhos reais efetivos, porque os valores anuais das Yields são sempre superiores à variação do Índice de Preços no Consumidor (IPC).

O investimento imobiliário no sector residencial em Lisboa proporcionou, em média, um rendimento que superou largamente a inflação e o crescimento do PIB.

O crescimento médio do Índice de Preços no Consumidor (IPC) – Habitação, Água, Eletricidade, Gás e Outros Combustíveis para a habitação foi superior ao crescimento médio IPC de Portugal, tendo sido “puxado” ao longo dos anos pelo maior crescimento do imobiliário. Ainda assim, a rentabilidade média dos investimentos analisados superou a inflação e o crescimento do PIB.



## 7. CONCLUSÕES E DESENVOLVIMENTOS FUTUROS

As restrições ao crédito à habitação e o stock de imobiliário residencial atualmente existente e que não se consegue vender conduzirão a uma procura crescente de casas para arrendar, esperando-se que a nova lei das rendas possa também vir a incentivar este mercado.

Esta realidade traz para a ordem do dia a necessidade de Portugal dispor de índices de preços de arrendamento residencial que possam apoiar os senhorios, os inquilinos e os investidores que por via das novas dinâmicas poderão vir a entrar neste mercado.

O presente trabalho fornece um contributo importante ao propor um índice de preços com base em valores reais de contrato de uma amostra de 304 apartamentos em Lisboa.

A revisão da literatura efetuada apresentou cinco métodos para o cálculo do índice de preços, tendo sido selecionados dois métodos (o Modelo de Rendas Repetidas e o Modelo Hedónico) que foram considerados adequados à base de dados disponível.

A metodologia de trabalho consistiu na construção de um Modelo de Rendas Repetidas com 2554 observações e de 15 Modelos Hedónicos com 2858 observações e com 3, 4, 5 ou 6 variáveis hedónicas. Todos os modelos incluem 20 dummies temporais que sinalizam o período em análise (1991-2011).

Após a comparação com outros índices, verificou-se a inconsistência dos resultados obtidos pelos vários modelos, nomeadamente nos anos iniciais em virtude do reduzido número de observações da amostra nesses anos. Como a convergência dos resultados se processou a partir de 1996-1997, os índices foram recalculados com início em 1996, tendo sido considerados elegíveis o Modelo de Rendas Repetidas (com 2480 observações) e os 3 Modelos Hedónicos (com 2784 observações) com menor número de variáveis.

Procedeu-se novamente à comparação com outros índices publicados e com medidas de tendência central, verificando-se agora a mesma tendência de crescimento do índice de rendas repetidas e dos índices hedónicos. Concluiu-se assim pela boa representatividade dos 3 índices hedónicos e foi selecionado para servir de base ao cálculo do Índice de Preços de Arrendamento Residencial na Cidade de Lisboa entre 1996 e 2011 o Modelo Hedónico com a seguinte especificação (variável Idade):

$$\begin{aligned} \ln \text{ Renda} = & \alpha + \beta_1 \text{Área Bruta Privativa} + \beta_2 \text{Coeficiente de Localização} + \beta_3 \text{Idade} + \\ & + \beta_4 1997 + \beta_5 1998 + \beta_6 1999 + \beta_7 2000 + \beta_8 2001 + \beta_9 2002 + \\ & + \beta_{10} 2003 + \beta_{11} 2004 + \beta_{12} 2005 + \beta_{13} 2006 + \beta_{14} 2007 + \beta_{15} 2008 + \\ & + \beta_{16} 2009 + \beta_{17} 2010 + \beta_{18} 2011 \end{aligned} \quad (8)$$

Este modelo, com 3 variáveis hedónicas e 2784 observações, permite explicar 56,1% da variação do logaritmo da renda, sendo estes resultados muito próximos dos que foram obtidos



por Hoffman e Kurz (2001) <sup>16</sup>, que através de modelos com 9 variáveis hedónicas e um número de observações compreendido entre 2240 e 2750, conseguiram explicar entre 53% e 65% da variação do logaritmo da renda.

Os resultados conseguidos com o presente modelo são até superiores aos que foram obtidos por Goodman (2005) <sup>17</sup>, que através de modelos com 13 variáveis hedónicas e um número de observações compreendido entre 1100 e 1500, conseguiu explicar entre 25% e 40% da variação do logaritmo da renda.

No período 1996-2011 o crescimento do Índice de Preços de Arrendamento Residencial na Cidade de Lisboa (59%) foi superior à inflação (44%) e inferior ao do índice de Preços da Habitação (81%), o que traduz um resultado esperado que permite confirmar a validade do modelo utilizado para esta amostra.

Na comparação da rentabilidade média de investimentos alternativos (ações e obrigações) no período 1996-2011, o Imobiliário Residencial (8,92%) ficou em primeiro lugar, mas a curta distância do PSI Geral (8,27%) e substancialmente acima das OT a 10 anos (5,08%) e do PSI 20 (4,91%). Estas rentabilidades das ações e das obrigações são completamente atípicas e não seguem a clássica relação entre rentabilidade e risco, sendo justificadas pelo resgate financeiro do país.

Para desenvolvimentos futuros seria interessante poder aplicar a presente metodologia a outras zonas do país, nomeadamente à cidade do Porto e às periferias de Lisboa e do Porto e comparar os resultados obtidos.

Seria igualmente útil, com base em carteiras de investidores e em informação sobre valores de contratos de arrendamento, calcular índices de preços de arrendamento residencial em várias regiões, que pudessem vir a alimentar a construção de um índice nacional.

---

<sup>16</sup>Cálculo de um índice imobiliário com base nas rendas do mercado residencial na Alemanha Ocidental entre 1985 e 1998 - Vide Capítulo 3. Revisão da Literatura

<sup>17</sup>Cálculo de um índice de qualidade constante para vários segmentos do mercado de arrendamento, com base nos dados da American House Survey, recolhidos em cinco áreas metropolitanas em 1988 (ou 1989) e 2002 - Vide Capítulo 3. Revisão da Literatura



## BIBLIOGRAFIA

- Balk, Bert; et al (2011), Harmonized Indices of Consumer Prices (HICPs) – Draft Handbook on Residential Property Price Indices, Directorate G: Business Statistics, EUROSTAT, European Commission.
- Birch, John W.; e Sunderman, Mark A. (2003), “Estimating Price Paths for Residential Real Estate”, *Journal of Real Estate Research* 25:3, 277-299.
- Bourassa S. C.; Hoesli, M.; e Sun, J. (2006), “A Simple Alternative House Price Index Method”, *Journal of Housing Economics*, 15:1, 80-97.
- Calhoun, C.A. (1996), “OFHEO House Price Indexes: HPI Technical Description”, Office of Federal Housing Enterprise Oversight, Washington, DC.
- Case, Bradford; Pollakowski, Henry O.; e Wachter, Susan M. (1991), “On Choosing Between House Price Index Methodologies”, *American Real Estate and Urban Economics Association Journal* 19:3, 286-307.
- Case, Bradford; e Wachter, Susan M. (2005), “Residential Real Estate Price Indices as Financial Soundness Indicators: Methodological Issues”, *Real Estate Indicators and Financial Stability, BIS Papers No 21*, 197-211, Bank for International Settlements, Washington, DC.
- Case, Karl E.; e Shiller, Robert J. (1987), “Prices of Single-Family Homes Since 1970: New Indexes for Four Cities”, *New England Economic Review*, September-October, 45–56.
- Clapp, J.M.; e Giaccotto, C. (1998), “Price Indices Based on the Hedonic Repeat-Sale Method: Application to the Housing Market”, *Journal of Real Estate Finance and Economics* 16:1, 5-26.
- Clapp, J. M.; e Giaccotto, C. (1999), “Revisions in Repeat Sales Price Indices: Here Today, Gone Tomorrow?”, *Real Estate Economics* 27:1, 79-104.
- Clapp, J. M.; e Giaccotto, C. (2002), “Evaluating House Price Forecasts”, *Journal of Real Estate Research*, 24:1, 1–26.
- Clapp, J. M.; Giaccotto, C.; e Tirtiroglu D. (1991), “Housing Price Indices Based on All Transactions Compared to Repeat Subsamples”, *American Real Estate and Urban Economics Association Journal* 19:3, 270-285.
- Diewert, W.E. et al (2009), *Price and Productivity Measurement: Volume 1—Housing*, Trafford Press e [www.indexmeasures.com](http://www.indexmeasures.com).
- Dreiman, M.H.; e Pennington-Cross, A. (2004), “Alternative Methods of Increasing the Precision of Weighted Repeat Sales House Prices Indices”, *Journal of Real Estate Finance and Economics* 28:4, 299-317.
- Eichholtz, Piet M.A. (1997), “A Long Run House Price Index: The Herengracht Index 1628-1973”, *Real Estate Economics*, 25:2, 175-192.
- Francke, M.K. (2010), “Repeat Sales Index for Thin Markets: A Structural Time Series Approach”, *Journal of Real Estate Finance and Economics* 41:1, 24-52.





- Gatzlaff, D.H.; e Haurin, D.R. (1997), "Sample Selection Bias and Repeat-Sales Index Estimates", *Journal of Real Estate Finance and Economics* 14:1, 33-50.
- Goodman, Jack (2005), *Constant Quality Rent Indexes for Affordable Housing*, Joint Center for Housing Studies, Harvard University.
- Guttery, Randall S; e Srmans, C. F. (1995), "Creating a Constant-Quality Index for Small Multi-Family Rental Housing", *Journal of Real Estate Research*, 10:5, 557-567.
- Guttery, Randall S; e Srmans, C. F. (1998), "Aggregation Bias in Price Indices for Multi-Family Rental Properties", *Journal of Real Estate Research*, 15:3, 309-325.
- Haurin, Donald R; e Hendershott (1991), "House Price Indexes: Issues and Results", *American Real Estate and Urban Economics Association Journal*, 19:3, 259-269.
- Hill, R. (2011), "Hedonic Price Indexes for Housing", *OECD Statistics Working Papers*, 2011/01, OECD Publishing, Paris e <http://dx.doi.org/10.1787/5kghzxpt6g6f-en>.
- Hoffmann, J; Kurz, C. (2002), "Rent Indices for Housing in West Germany: 1985 to 1998", *Discussion Paper 01/02, Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank*, Frankfurt.
- Knight, J R; Dombrow, Jonathan; e Srmans, C. F. (1995), "A Varying Parameters Approach to Constructing House Price Indexes", *Real Estate Economics*, 23:2, 187-205.
- Jansen, S J T; de Vries, P.; et al (2008) "Developing a House Price Index for The Netherlands: A Practical Application of Weighted Repeat Sales", *Journal of Real Estate Finance and Economics* 37:2, 163-186.
- Mark, Jonathan H; e Goldberg, Michael A. (1984), "Alternative Housing Prices Indices – An Evaluation", *American Real Estate and Urban Economics Association Journal*, 12:1, 30-49.
- Meese, Richard; e Wallace, Nancy (1991), "Nonparametric Estimation of Dynamic Hedonic Price Models and the Construction of Residential Housing Price Indices", *American Real Estate and Urban Economics Association Journal*, 19:3, 308-332.
- Meese, Richard; e Wallace, Nancy (1997), "The Construction of Residential Housing Price Indices: A Comparison of Repeat-Sales, Hedonic-Regression and Hybrid Approaches", *Journal of Real Estate Finance and Economics* 14:1-2, 51-73.
- Melo, Inês Quental (2009), *O Mercado de Arrendamento - Principais Oportunidades e Fragilidades face ao Mercado de Habitação Própria*, Dissertação para obtenção do Grau de Mestre em Engenharia do Território, Instituto Superior Técnico, Lisboa.
- Nagaraja, Chaitra H.; Brown, Lawrence D.; e Wachter, Susan M. (2011), "House Price Index Methodology", *Ed. S J Smith et al. International Encyclopedia of Housing and Home*, 1-21.
- Neves, João Carvalho; Montezuma, Joaquim; e Laia, Amaro (2009), *Análise de Investimentos Imobiliários*, Texto Editores, Lisboa.
- Palmquist, R.B. (1980), "Alternative Techniques for Developing Real Estate Price Indexes", *Review of Economics and Statistics* 62, 442-448.



Pereira, Patrícia Ramos Clímaco (2011), *Análise do Comportamento dos Investidores Privados na Reabilitação Urbana da Cidade de Lisboa – Segmento Habitação*, Dissertação para obtenção do Grau de Mestre em Gestão e Avaliação Imobiliária, Instituto Superior de Economia e Gestão, Lisboa.

Prasad, N. L.; Richards, A. (2008), “Improving Median Housing Price Indexes Through Stratification,” *Journal of Real Estate Research* 30:1, 45-71.

Quigley, J.M. (1995), “A Simple Hybrid Model for Estimating Real Estate Price Indexes”, *Journal of Housing Economics* 4:1, 1–12.

Standard and Poor’s (2009), *S&P/Case-Shiller Home Price Indices; Index Methodology*, New York, Standard and Poor’s.

Thibodeau, Thomas G. (1989), “House Price Indexes from the 1974-1983 SIMSA Annual Housing Surveys”, *American Real Estate and Urban Economics Association Journal*, 1:1, 100-117.

de Vries, P.; de Haan, J.; van der Wal, E; e Mariën, G. (2009), “A House Price Index Based on the SPARMethod”, *Journal of Housing Economics* 18:3, 214-223.

#### **Sites consultados:**

Banco de Portugal;

Câmara Municipal de Lisboa;

Comissão do Mercado de Valores Mobiliários;

Euronext;

Instituto Nacional de Estatística;

Instituto de Seguros de Portugal;

Pordata.